



Munich Personal RePEc Archive

Money supply and US stock market causality

Martin Širůček

Faculty for business and economy, Medel University in Brno, Czech Republic

30. August 2015

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/66357/>

MPRA Paper No. 66357, posted 31. August 2015 18:24 UTC



KAUZÁLNÍ VZTAH PENĚŽNÍ NABÍDKY A AMERICKÉHO AKCIOVÉHO TRHU

Ing. Martin Širůček, Ph.D.

Recenzenti: prof. Ing. Oldřich Rejnuš, CSc.
Ing. Oldřich Šoba, Ph.D.

© Ing. Martin Širůček, Ph.D., 2015

© Mendelova Univerzita v Brně, 2015

ISBN 978-80-7509-304-2

MENDELOVA UNIVERZITA V BRNĚ

KAUZÁLNÍ VZTAH PENĚŽNÍ NABÍDKY A AMERICKÉHO AKCIOVÉHO TRHU

Ing. Martin Širůček, Ph.D.

Klíčová slova: peněžní nabídka, likvidita, akciový trh, kauzalita, Grangerův test

Poděkování: Autor děkuje společnosti *Partners Financial Services, a.s.*, která finančně podpořila vznik této monografie.

OBSAH

Úvod	6
1 Cíl práce a hypotézy.....	11
2 Struktura a metodologie práce.....	13
2.1 Relevantní trhy a definice proměnných	13
2.2 Použitá data a metodické předpoklady.....	14
2.3 Použité metody	15
3 Základní východiska zkoumaného tématu.....	21
3.1 Peněžní nabídka a její agregáty	24
3.2 Oceňování akcií a fundamentální analýza.....	26
3.2.1 Peněžní nabídka a její vliv na akciové kurzy	28
3.2.2 Peněžní nabídka a akciové kurzy dle ekonomické teorie	32
3.3 Dílčí závěr	34
3.4 Cenové bubliny na akciových trzích	36
4 Analýza vlivu peněžní nabídky na vývoj akciových trhů	42
4.1 Analýza peněžní nabídky a akciových kurzů	42
4.1.1 Vztah peněžní nabídky a amerického akciového trhu	46
4.1.2 Vliv peněžní nabídky na vznik akciových bublin	62
4.2 Dílčí závěr	70
5 Dosažené výsledky a jejich diskuze	74
6 Závěr	78
Summary	80
Seznam tabulek	81
Seznam obrázků	82
Použité zdroje.....	83

Úvod

Akcie a akciové trhy jsou (v závislosti na efektivitě trhu) velmi citlivé na kurzotvorné informace, které ovlivňují budoucí směr a vývoj trhu. V obecné rovině lze tyto faktory rozdělit na faktory makroekonomické a mikroekonomické. Postupným rozvojem informačních a komunikačních technologií dochází k nárůstu počtu účastníků trhu a objemu obchodování¹. Investovat začínají i méně zkušené a sofistikovaní investoři, kteří nejsou schopni racionálně stanovit svá investiční rozhodnutí. Tím roste význam spíše psychologických či behaviorálních faktorů, které ovlivňují chování trhu, což v krátkém období dokazuje např. **Pepper** (1994), kdy na ročním investičním horizontu vysvětlují tyto faktory přibližně 2/3 ceny aktiv. Tak dochází k nárůstu volatility akciových trhů a častějšímu vzniku cenových bublin na těchto trzích. Cenové bubliny se samozřejmě nemusejí týkat pouze akcií, ale prakticky jakýchkoliv aktiv či zboží, vzpomenout lze např. Tulipánovou mánii v 17. století, Krach New Yorkské burzy ve 30. letech 20. století či novodobou nemovitostní bublinu. Ať už nadměrně roste cena jakéhokoli aktiva či zboží, průběh bubliny je téměř vždy identický. Růst tržní volatility potvrzuje např. **Eichengreen, Tong** (2003) či **Ambrosio, Kinniry** (2009), z jejichž studie na americkém trhu je zřetelný růst směrodatné odchylky akciových indexů od 90. let. Díky rostoucí tržní kapitalizaci jsou důsledky prasknutí akciových bublin stále výraznější. Volatilní akciové trhy, ale neznamenají pouze riziko ztráty pro investory či jednotlivé společnosti kotované na burze, ale rovněž pro celou ekonomiku, která v okamžiku vzniku cenové bubliny vykazuje „přehřátou“ ekonomickou aktivitu (s jejími důsledky v podobě rostoucí inflace) a stejně tak v okamžiku prasknutí bubliny, dochází k jejímu poklesu, měřeném HDP. Dle představitelů Rakouské ekonomické školy je příčinou zdánlivého vnímání prosperity jednotlivými subjekty, resp. pocitu růstu bohatství, který postupně přechází v bublinu, především politika levných úvěrů (úvěrová inflace). Dle **Kohout** (2007) umožňují tyto úvěry, že nově vytvořená likvidita je použita i k investicím na kapitálovém trhu, které by se za normálních okolností (tedy bez levných úvěrů) neuskutečnily. Jak uvádí **Novotný** (2012), uvolněná monetární politika vytváří prostředí, ve kterém jsou v důsledku růstu býčí nálady (růst euforie a nadměrných budoucích očekávání) preferovány rizikovější investice (díky rostoucí inflaci preferují investoři rizikovější investice s očekávaným vyšším výnosem, aby dosáhly reálného zisku). Lze tedy tvrdit, že z pohledu investorů se bezpečnější a konzervativnější investice mohou stávat méně atraktivními a aby nebyli nuceni zaplatit skrytou daň v podobě narůstající inflace, jsou víceméně nuceni přistoupit na vlnu euforie a přifukování vznikající bubliny. Postupně tak dochází k jejímu nafukování, které mohou způsobovat i samotní investoři, kteří jsou z důvodu nízkých reálných výnosů méně rizikových investic „nuceni“ investovat i do rizikovějších aktiv, se kterými nemusejí mít dostatečné zkušenosti a mohou tak činit i na základě davového jednání.

Davový efekt je situace, kdy investoři slepě následují chování a nálady ostatních účastníků trhu. V okamžiku, kdy určitý kurz rapidně roste, či klesá, začnou své příkazy přizpůsobovat aktuálnímu dění na trhu, ve víře, že dosáhnou rychlého zisku nebo eliminují

1 Dle U.S. Census Bureau, došlo mezi lety 1990 a 2010 na New Yorkské burze k 15 násobnému nárůstu objemu obchodů (měřeno dle počtu zobchodovaných kusů).

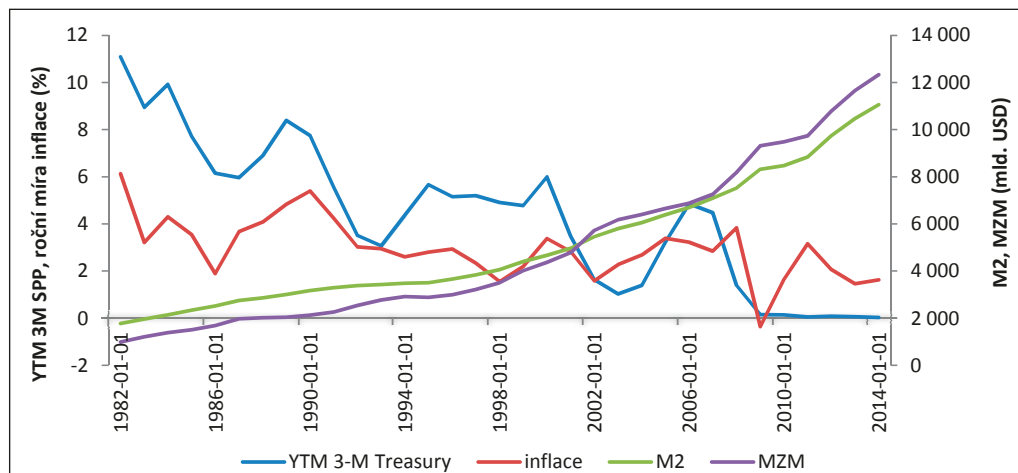
ztrátu. Davový efekt může postupně vést až ke vzniku nákupní horečky či prodejní paniky. Především v krátkém období, kdy se investoři chovají na základě davové psychologie, může se jejich chování odrážet v cenovém vývoji investičních instrumentů obchodovaných na kapitálových trzích. Investoři se tak mohou chovat iracionálně (na základě nálady a chování davu), kdy mohou (spolu)vytvářet bubliny a následně propady trhu.

Z hlediska investora (bez ohledu na to zda se jedná o retailového či institucionálního) je nutné, nejen v období volatilních trhů, kdy probíhají masivní nákupy a prodeje, uvědomit si, za jakých fundamentů vstupoval do pozice a zda se tyto faktory skutečně natolik změnily, že je na čase uzavřít a vypořádat pozici, nebo není naopak např. vhodná doba k jejich rozšíření, tím, že dojde k nákupu dalších cenných papírů, čímž dojde ke snížené průměrné nákupní ceně. Právě v době výrazných zvrátů na trhu vstupuje do popředí spíše psychika investora, než jeho racionalita. Je nutné si uvědomit, zda nedochází k situaci, kterou první nazval Alan Greenspan jako tzv. *iracionální exuberanci* (spekulační šílenství). Právě fundamenty a jejich vliv na cenu konkrétního titulu, představují v dlouhodobém investičním horizontu nejvýznamnější faktor. Investor, který se rozhoduje, zda vstoupit či nevstoupit do dlouhé pozice, by tak neměl činit pouze na základě subjektivních vlivů (intuitivně), či na základě rozhodování ostatních účastníků trhu (davové jednání), ale především na základě makroekonomických fundamentů či fundamentů konkrétní společnosti (mikroekonomické faktory). Právě akceptování fundamentů a jejich promítnutí do investičního rozhodování, může vést k eliminaci vzniku cenových bublin na akciových trzích a jejich důsledků.

Akciové trhy jsou ovlivňovány velkým množstvím faktorů, kdy je prakticky nemožné, aby drobný investor zaznamenal všechny tyto informace a promítnul je do svých investičních rozhodnutí. Jedním ze základních nástrojů, který pomáhá investorovi při rozhodování o koupi či prodeji konkrétního titulu je fundamentální analýza. Fundamentální analýza se zabývá právě vlivem makroekonomických, mikroekonomických a oborových kurzotvorných faktorů na vývoj ceny akcie. Jejím cílem je pomocí stanovení vnitřní hodnoty akcie odpovědět na otázku, které akcie jsou nadhodnocené, které podhodnocené a určit tak vhodný titul k nákupu či prodeji.

Již **King** (1966), který prováděl analýzu 64 akciových společností ze šesti průmyslových oblastí uvádí, že akciové kurzy jsou makroekonomickými faktory výrazně ovlivněny (v průměru ze 40–50 %, poznámka autora). Podobné stanovisko zaujímá i **Musílek** (1997), který uvádí, že chce-li být investor úspěšný, musí svoji pozornost zaměřit především na kurzotvorné makroekonomické faktory. Z Kingovy studie vycházel i **Farrell** (1974), který uvádí, že pohyby akcií (jejich cen) jsou ovlivněny makroekonomickými faktory z 30 %. Vzhledem k tomu, že současná cena akcie představuje diskontované budoucí očekávané příjmy, které plynou z její držby, považuje **Flannery, Protopapadakis** (2001) makroekonomické faktory za nejvýznamnější ukazatele, které determinují výnosy z akcií, protože právě tyto faktory mají vliv na budoucí cash flow společnosti a ovlivňují výši diskontní sazby. Právě výše diskontní sazby, resp. požadované výnosnosti výrazně ovlivňuje vypočtenou vnitřní hodnotu, resp. současnou hodnotu budoucích peněžních toků, která je výsledkem právě fundamentální analýzy. Výši diskontní sazby (požadované výnosnosti z investice) lze stanovit pomocí různých modelů, kdy většina z nich vychází z bezrizikové výnosové míry (zpravidla krátkodobých státních dluhopisů, státních pokladničních

poukázek) plus rizikové přírážky. Jak výše bezrizikové výnosové míry (např. výnos státních pokladničních poukázek), tak i výše rizikové přírážky je rovněž ovlivněna makroekonomickými faktory (úroková míra v ekonomice, míra inflace, peněžní nabídka, hospodářský cyklus apod.). Vývoj výnosu do splatnosti 3měsíčních státních pokladničních poukázek v USA a roční míry inflace zobrazuje obrázek 1.



Obr. 1: Bezriziková výnosová míra a meziroční inflace v USA 1982–2014.

Zdroj: FRED (2015a, 2015c, 2015d)

Lze tedy usuzovat, že významný či případně dominantní vliv na vývoj akciových kurzů mají především makroekonomické faktory. Proto by akciový investor měl při provádění akciových analýz a při sestavování portfolia věnovat pozornost právě těmto faktorům. Navíc, pokud se jedná o skutečného investora a nikoliv spekulanta, měl by svá investiční rozhodnutí činit právě na základě makroekonomických fundamentů (ovšem ne pouze) a nepodléhat davovému jednání či behaviorálním vlivům.

Mezi první studie v novodobé historii, které se zabývali vlivem makroekonomických faktorů na vývoj cen finančních aktiv, lze zařadit např. **Lintner** (1973), **Oudet** (1973), **Nelson** (1976), **Jaffe, Mandelker** (1977) či **Fama, Schwert** (1977). Vlivem národních makroekonomických faktorů na výkonnost národního akciového trhu se zabývali také např. **Bilson, Brailsford, Hooper** (2000), kteří tvrdí, že tyto faktory determinují ceny akcií více než globální makroekonomické faktory. Mezi makroekonomické faktory, které ovlivňují vývoj akciových kurzů lze např. dle **Veselé** (2010) zařadit úrokovou míru, inflaci, HDP, peněžní nabídku, pohyb mezinárodního kapitálu, pohyb devizových kurzů, politické a ekonomické šoky. **Chen, Roll, Ross** (1986) či **Benaković, Posedel** (2010) jako významné faktory ovlivňující akciové výnosy dále uvádí cenu ropy či průmyslovou produkci. Za nejvýznamnější faktor ovlivňující vývoj akciových kurzů v dlouhém období považuje **Kohout** (2010) objem peněz v ekonomice (tzn. peněžní nabídku), což se projevilo především v posledních desetiletích díky úvěrové expanzi. **Flannery, Protopapadakis** (2001) řadí mezi významné makroekonomické faktory rovněž peněžní nabídku a dále nezaměstnanost, obchodní bilanci, počet nových staveb určených k bydlení a index cen výrobců.

Makroekonomické faktory tedy v dlouhodobém investičním horizontu představují velmi významné determinanty akciových trhů. Významným makroekonomickým faktorem, který ovlivňuje vývoj akciových kurzů a např. dle **Gupta** (1974), **Musílek** (1997), **Poiré** (2000), **Kohout** (2010) či **Shostack** (2003), dokonce nejvýznamnějším faktorem, je peněžní nabídka a její vývoj. V případě expanzivní měnové politiky proudí do ekonomiky stále více peněz, než jsou spotřebitelé schopni racionálně umístit a prostředky končí nejen ve spotřebě, ale i na finančním trhu (zde se projevuje prvek iracionality, resp. převaha subjektivních či behaviorálních vlivů), kde mohou být investovány i do velmi rizikových aktiv (blíže např. **Kohout** (2010)). Dochází tak ke spekulativnímu navyšování ceny těchto aktiv nad jejich vnitřní (fundamentální) hodnotu a vzniku cenové bubliny, která může být důsledkem právě iracionálního jednání, chamtivosti či stádového chování, tzn. všech atributů, které nejsou podloženy fundamenty. Naskytá se tedy otázka, zda lze peněžní nabídku označit za původce vzniku cenových bublin na akciových trzích. Pokud na základě teoretickým předpokladů, s růstem množství peněz v ekonomice dochází k růstu cen spotřebního zboží (inflace), existuje i silný předpoklad, že s růstem peněžní nabídky dochází i k růstu cen akcií, které mohou překonat jejich fundamentální hodnotu a postupně přejít v bublinu. Pozitivní vztah právě mezi změnou peněžní nabídky a vývojem akciových kurzů definují ve svých pracích např. již **Keran** (1971), **Rogalski, Vinso** (1977), **Shostack** (2003) či **Yuanyuan, Donghui** (2004). Lze ovšem považovat působení peněžní nabídky na akciové trhy v průběhu doby za stálé, s tím, že s růstem peněžní nabídky dochází k růstu akciových kurzů? Někteří autoři, jako např. **Kulháněk, Matuzsek** (2006) či **Veselá** (2007), totiž poukazují na postupný pokles intenzity pozitivního vztahu peněžní nabídky na vybraných evropských trzích. Další otázkou je, zda pokud je vztah mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy pozitivní, zda se změna peněžní nabídky na akciových kurzech projeví ihned nebo s určitým zpožděním. To, že akciové kurzy budou na změnu peněžní nabídky reagovat pravděpodobně se zpožděním, vysvětluje např. **Veselá** (2007) či **Rejnuš** (2009) efektem likvidity, prostřednictvím transmisního či nepřímého transmisního mechanismu.

I proto, že peněžní nabídka (její změna) představuje jeden z hlavních nástrojů centrálních bank pro řízení měnové politiky a dosahování stanovených cílů, věnuje se tato monografie právě tomuto faktoru. Centrální banka ovlivňuje množství peněz v ekonomice např. prostřednictvím změny základních úrokových sazeb či nákupem nebo prodejem cenných papírů na volném trhu. Pokud jsou úrokové sazby již tak nízké, že je nelze dále snižovat, využije centrální banka operací na volném trhu, např. kvantitativní uvolňování. Ovlivňování peněžní nabídky prostřednictvím operací na volném trhu je klíčovým nástrojem americké centrální banky (FED). Právě Americká centrální banka využívá pro změnu peněžní nabídky tzv. kvantitativního uvolňování (QE – Quantitative Easing), na rozdíl od např. Evropské centrální banky, která spíše poskytuje úvěry komerčním bankám² (i když v lednu 2015 rovněž přišla s programem kvantitativního uvolňování, na které zareagoval trh oslabením Eura a dluhopisový trh výrazným poklesem výnosů do splatnosti). Cíl obou centrálních bank je (byl) ale stejný, povzbudit spotřebu (zastavit klesající inflaci), povzbudit investice a zmírnit dopady krize (deflace).

2 V USA představuje kvantitativní uvolňování rychlejší cestu, jak dodat likviditu trhu, které řídí samotný FED. V Evropě dodává ECB likviditu (úvěry) pouze na předem stanovené období.

Peněžní nabídku lze opravdu považovat za významný determinant akciových kurzů a prostřednictvím její změny může docházet k výrazným cenovým výkyvům na akciových trzích, které mohou mít za následek vznik cenových bublin. **Kohout** (2007) uvádí, že vznik cenových bublin je podporován především nadměrnou úvěrovou expanzí a aktivní (expanzivní) monetární politikou jednotlivých centrálních, resp. komerčních bank. Růst peněžní nabídky totiž může způsobit nadměrné býčí očekávání investorů, které zapříčiní růst cen majetkových cenných papírů a dle **Shiratsuka** (2003) povede k „přehřátí“ ekonomické aktivity, resp. k nadměrnému růstu nejen spotřeby, ale i investic. Důsledkem příliš aktivní monetární politiky (myšleno růst peněžní nabídky) poté může být vznik daňového efektu na akciových trzích či jak převzal **Shiller** (2010) iracionální exuberance. Úvěrová expanze totiž představuje situaci, kdy obchodní banky poskytují úvěry nebankovním subjektům. Dochází tak ke vzniku nových peněz, protože při kreditování (poskytování úvěru) jednoho klienta, nedochází ke snížení jiného klientského účtu.

Je tedy současný stav a vývoj akciových kurzů a trend navyšování množství peněz v ekonomice, ať již v USA, Evropě či Asii hrozbou pro kapitálový trh (cenové bubliny na akciových či dluhopisových trzích), potažmo vývoj celé ekonomiky (zpomalení ekonomického růstu, nadměrná inflace)? Nejedná se jen o krátkodobý pozitivní efekt, který pouze „uklidní“ trh a podpoří investice³ a zda jsou ve svém rozhodování centrální banky skutečně nezávislé, resp. jakou váhu při svém rozhodování připisují cenám finančních aktiv. Šíma, **Lipka** (2003) totiž uvádějí, že každý státní dluhopis, který se objeví v bilanci centrální banky, představuje uvalenou daň na držitele hotovosti z řad veřejnosti a prokazuje, že centrální banka je pouhou odnoží státu a stává se tak výběřčím daní. Jak dále rozvádějí, centrální banka sice nemůže svým aktivismem přispět, ale může škodit, protože nastolená úvěrová expanze dříve či později přejde v korekci hospodářského cyklu, který byl dle **Kohouta** (2007) do té doby podporován právě růstem zadlužení v soukromém sektoru. Tato korekce se následně projeví i na kapitálovém trhu a ostatních trzích aktiv. Vznik cenových bublin řadí **Kohout** (2010) k jevům spojených s neefektivním trhem a jak dodává **Polanský** (2010), finanční bubliny jsou důkazem toho, že trh nefunguje „perfektně“, což mohli investoři v poslední dekádě několikrát zaznamenat. **Zamrazilová** (2010) k tomu dodává, že při nastavování monetární politiky by centrální banky, měly brát zřetel právě na vývoj cen aktiv na kapitálových trzích. Podobné stanovisko zaujímají **Bjørnland, Leitemo** (2009), kteří uvádějí, že akciový trh je významným zdrojem informací pro nastavování monetární politiky.

Dillén a Sellin (2003), definují tři základní důvody, proč by při nastavování monetární politiky měly centrální banky brát zřetel na cenové bubliny, které se mohou vytvářet na finančních trzích, právě jako důsledek růstu množství peněz v ekonomice a z jakých důvodů by na ně měly reagovat:

- bubliny představují hrozbu finanční stability,
- bubliny mohou vést k nežádoucím fluktuacím reálné aktivity⁴,
- bubliny způsobují cenovou nestabilitu.

3 Toto tvrzení (nikoliv otázku) zastává např. **Butler** (2007).

4 Dle **Shiratsuka** (2003) způsobí růst peněžní nabídky intenzivní býčí očekávání, které zapříčiní růst cen aktiv a zároveň nadměrnou ekonomickou aktivitu. Potom začne docházet k investicím i do méně kvalitních projektů či iracionálnímu navyšování ceny akcií, resp. ke vzniku a splasknutí bublin.

Protože peněžní nabídka a její změna představuje významný faktor, který ovlivňuje nejen akciové kurzy, je nutné zabývat se právě vlivem peněžní nabídky na akciové kurzy a tím, jaká existuje souvislost mezi změnou peněžní nabídky a vznikem cenových bublin na těchto trzích. Cenové bubliny totiž představují hrozbu nejen pro investory (možnost dosažení ztráty) a kotované společnosti (pokles tržní kapitalizace), ale jak bylo uvedeno, i pro vývoj celé ekonomiky, především v podobě růstu inflace, která brzdí ekonomický rozvoj. Proto by měly být centrální banky při nastavování peněžní nabídky skutečně opatrné. Jak uvádí **Bernanke** (2003), ceny akcií jsou nejvíce sledovaným ukazatelem aktiv v ekonomice a jsou považovány za indikátor stavu a vývoje ekonomiky i proto, že odhalují právě vznikající cenové bubliny nebo jiné anomálie. **Ioannidis, Kontonikas** (2006) dodávají, že změna peněžní nabídky ovlivňuje vývoj akciových kurzů, které mají úzkou vazbu na vývoj reálné aktivity, prostřednictvím spotřebních a investičních rozhodnutí. Příliš významné změny peněžní nabídky tak mohou ovlivnit život nejen investorům, ale i nezainteresovaným osobám, které mohou důsledky pocítit v rostoucí inflaci a v okamžiku prasknutí bubliny v podobně snížení ekonomického růstu, snížení mzdy, ztráty zaměstnání, poklesu hodnoty investičního portfolia apod.

Předmětem této monografie je tak zjistit, jak změna peněžní nabídky ovlivňuje vývoj amerického akciového trhu. Resp. zda podle ekonomických teorií, růst peněžní nabídky způsobuje růst cen aktiv, tzn. růst ceny akcií, které zapříčiní posílení akciového indexu, potažmo vznik akciových bublin.

1 CÍL PRÁCE A HYPOTÉZY

Jak bylo uvedeno v úvodu, tato publikace je zaměřena na vztah a působení peněžní nabídky na vývoj amerického akciového trhu. Hlavním cílem monografie tedy je prostřednictvím realizace dílčích empirických analýz vyhodnotit důsledky změny nominální peněžní nabídky na vývoj amerického akciového trhu a stanovit doporučení pro akciové investory.

Na základě takto formulovaného cíle je možné identifikovat dílčí výzkumné otázky, které korespondují se stanoveným cílem a zaměřením monografie. Odpovědi na tyto výzkumné otázky, které představují přidanou hodnotu a přínos publikace oproti publikovaným pracím na obdobné téma:

- Je vliv a význam nominální peněžní nabídky na akciové kurzy stálý nebo se v průběhu času a vývoje trhu mění?
- Ovlivňuje změna peněžní nabídky americký akciový trh ihned nebo reaguje trh se zpožděním?
- Působí nominální peněžní nabídka na vznik akciových bublin?

Získané závěry budou využitelné pro akciové investory. Bude se tedy jednat o investory, kteří na rozdíl od spekulantů, investují v rámci dlouhodobého investičního horizontu (nikoli v rámci hodin či dnů). V tomto směru není rozdíl, zda se jedná o retailového nebo institucionálního investora, protože pokud se pomocí empirických analýz prokáže změna nominální peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů, je důsledek (v relativním vyjádření) investičního rozhodování stejný pro retailového i institucionálního investora.

Vzhledem k nejednotným názorům na vliv peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů a stálost tohoto vlivu, které jsou prezentovány dále, si publikace klade za cíl i zodpovědět na otázku, zda u nominální peněžní nabídky nedochází ke změně jejího vlivu a významu na akciové kurzy v čase a zda je hlavním „původcem“ vzniku akciových bublin.

V souvislosti s těmito zjištěními a stanovenými otázkami byly navrženy následující výzkumné hypotézy, které jsou analyzovány v empirické části práce:

(H1): Vliv a význam nominální peněžní nabídky na akciové kurzy není stálý a v průběhu doby dochází ke slábnutí jejího vlivu a významu.

(H2): Nominální peněžní nabídka ovlivňuje akciové kurzy se zpožděním v řádu týdnů.

(H3): Nominální peněžní nabídka není významným determinantem vzniku akciových bublin.

Dalším výstupem publikace je tedy potvrzení nebo zamítnutí uvedených výzkumných hypotéz na základě empirické analýzy vlivu změny nominální peněžní nabídky na americký akciový trh.

Cílem je tedy stanovit rostoucí, klesající či neměnný vliv a význam nominální peněžní nabídky na americký akciový trh, její působení na vznik akciových bublin a analyzovat dobu reakce akciového trhu na změnu peněžní nabídky. Závěry, které z empirické analýzy vyplynou, umožní diskutovat vliv a význam nominální peněžní nabídky na vývoj akciových trhů. Získané výsledky mohou být vodítkem pro investory, zda je pro ně nominální peněžní nabídka významným determinantem při investičním rozhodování nebo nikoli. Výsledky tak umožní potvrdit či zamítnout existenci kauzálního vztahu mezi nominální peněžní nabídkou a akciovými kurzy.

Přínosy monografie lze rozlišit do dvou základních oblastí: teoretické a praktické. Teoretickým výstupem je poskytnutí ucelené literární rešerše týkající se vlivu makroekonomických faktorů (s důrazem hlavně na peněžní nabídku) na akciové trhy a akciové bubliny. Díky zaměření se na specifické výzkumné otázky (intenzita vlivu vybraného faktoru v čase, dopad na vznik akciových cenových bublin či doba reakce kapitálového trhu na změnu peněžní nabídky) dojde i k obohacení této problematiky o nové poznatky, které vyplynou právě z formulovaných výzkumných otázek.

Jednoznačným rozdílem oproti v publikaci citovaným pracím, přínosem či přidanou hodnotou tedy je:

- Analýza a vyhodnocení vlivu nominální peněžní nabídky na vývoj amerického akciového trhu za dlouhé časové období, které pokrývá značnou část nebo jeho celou historii. Analýza takového období navíc umožňuje stanovit, zda je vliv a význam nominální peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů stálý, nebo se v průběhu doby a vývoje trhu mění (např. situace v dobách nadměrného růstu či v době po prasknutí cenové bubliny).
- Bližší analýza a vyhodnocení vlivu a významu nominální peněžní nabídky na vývoj amerického akciového trhu v krizových obdobích a období cenových bublin.
- Diskuze vlivu a významu nominální peněžní nabídky na vznik cenových bublin a stanovení doporučení pro akciové investory.

2 STRUKTURA A METODOLOGIE PRÁCE

Při zpracování této publikace je využit normativní i pozitivní přístup vědeckého zkoumání. Normativního přístupu je využito především při stanovení teoretického konceptu a rámce sledované problematiky, kdy se jedná o deskripci této problematiky a nalezení jejich zákonitostí. Na normativní přístup je navázáno v empirické části práce, kde je aplikován pozitivní přístup a využity matematicko-statistické či ekonometrické metody, pomocí kterých je zkoumána ekonomická realita a odvozovány hodnotové soudy. Tento přístup je v souladu s tvrzením, které uvádí **Mankiw** (1999), že normativní a pozitivní analýza může být propojená, ale přesto nemohou být normativní závěry sestaveny pouze z pozitivní analýzy. Vyžadují se tedy jak pozitivní analýza, tak hodnotové soudy.

Metodologický postup a zpracování publikace je založen především na následujících metodách, které jsou podrobněji popsány a prezentovány v jednotlivých kapitolách:

- Metody fundamentální analýzy – tyto metody slouží především pro stanovení teoretického rámce vlivu peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů. Znamená to, že je využita především globální fundamentální analýza, která poslouží k zasazení tématu do širšího rámce.
- Matematicko-statistické (ekonometrické) metody – tyto metody jsou aplikovány především při analýze časových řad a kvantifikaci vyhodnocení vlivu změny nominální peněžní nabídky na vývoj vybraných akciových trhů.

2.1 Relevantní trhy a definice proměnných

V empirické části práce jsou aplikovány výše uvedené metody zaměřené na vybraný světový akciový trh. Tento trh je vybrán dle kritéria tržní kapitalizace, protože jak uvádí **Veselá** (2007), tržní kapitalizace a objemy obchodů představují faktory, podle kterých lze posuzovat význam, velikost a pozici jednotlivých burz a trhů na světě. Dle **WFE** (2015) patřil podle tržní kapitalizace, mezi největší světové trhy trh americký a asijský trh, kdy tržní kapitalizace amerického trhu k prosinci 2014 činila 30 269 mld. dolarů (cca 47 % světové tržní kapitalizace), následován asijským a evropským trhem s kapitalizací 21 088 mld. dolarů (cca 33 % světové tržní kapitalizace) resp. 12 182 mld. dolarů (cca 19 % světové tržní kapitalizace).

Tab. I: Tržní kapitalizace akciových trhů

Trh	Tržní kapitalizace, k prosinci 2014 (mld. USD)
Amerika ⁵	30 269
Asie, Tichomoří	21 088
Evropa, Střední východ, Afrika	12 182

Zdroj: WFE (2015)

5 Zahrnuje burzy v USA, Mexiku, Columbii, Peru, Brazílii, Uruguayi a Chile.

Pro potřeby této monografie je jako zástupce amerického akciového trhu uvažován index Dow Jones Industrial Average (DJIA) sestávající se z 30 největších a nejvíce obchodovaných amerických společností (blue chips). Index DJIA je vybrán především z důvodu jeho globálního významu na kapitálových trzích a jeho stálému složení. Navíc bývá tento index považován za indikátor nálady na světových kapitálových trzích a jak uvádí **Gobry** (1996), představuje zástupce průměrného vývoje cen na mezinárodních trzích. Uvedený trh je zvolen především na základě jeho podílu na celkové globální tržní kapitalizaci akciových trhů. Volba amerického trhu se navíc opírá o statistiku **WFE** (2015), která uvádí, že největšími světovými burzami z hlediska tržní kapitalizace ke konci roku 2014 byla právě Newyorská burza (NYSE).

Tab. II: Tržní kapitalizace světových burz

Burza	Tržní kapitalizace		
	mld. USD, 2012	mld. USD, 2013	mld. USD, 2014
NYSE Euronext (US)	14 086	17 950	19 351
NASDAQ OMX (US)	4 582	6 085	6 979
Japan Exchange Group	3 681	4 543	4 378
London Stock Exchange Group	3 397	4 429	2 219*
NYSE Euronext (Europe)	2 832	3 584	3 319
Hong Kong Exchanges	2 832	3 101	3 233
Shanghai SE	2 547	2 497	3 932
TMX Group	2 059	2 114	2 093
Deutsche Börse	1 486	1 936	1 738
SIX Swiss Exchange	1 233	1 541	1 495

Zdroj: WFE (2015), LondonStockExchange (2014), upraveno autorem

Pozn.: * mld. GBP

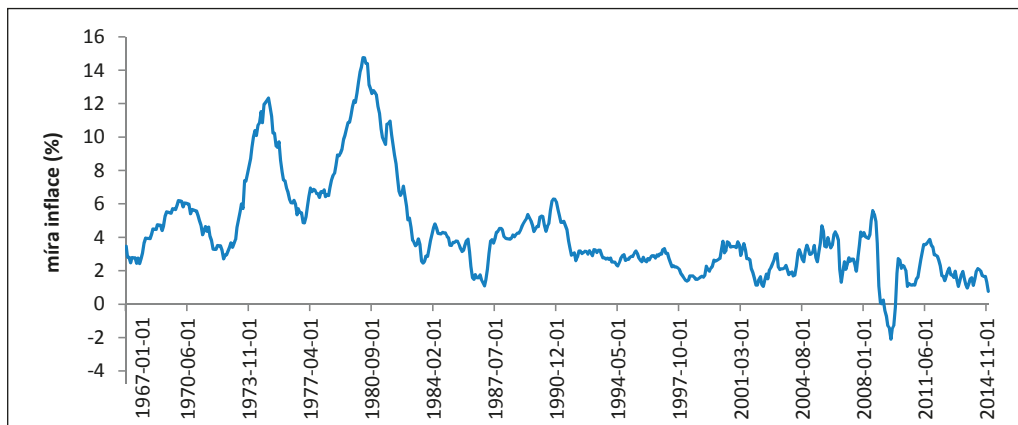
2.2 Použitá data a metodické předpoklady

Pro provedení a vyhodnocení dílčích empirických analýz jsou využity okamžikové časové řady vybraných proměnných. Vzhledem k zaměření monografie jako vstupní data a proměnné dílčích empirických testů a modelů slouží:

- měsíční uzavírací hodnoty indexu Dow Jones Industrial Average (DJIA),
- měsíční hodnoty nominální peněžní nabídky, měřené peněžním agregátem M2 (v souladu s **Sorensen** (1982), **Husain, Mahmood** (1999), **Maskay** (2007)) a MZM (v souladu s **Shostack** (2003) či **Croushore** (2006)) v USA,

Vstupní proměnné jsou uvažovány v měsíčním formátu od ledna 1967 do prosince 2014. V případě akciových indexů se jedná o měsíční uzavírací ceny očištěné o dividendy a štěpení (split). Vstupní proměnné jsou uvažovány v nominálních hodnotách, tzn. jak vstupní data peněžní nabídky měřené agregátem M2 či MZM, tak hodnoty amerického akciového indexu nejsou očištěny o inflaci. Publikované studie totiž uvádějí neutrální

vztah či mírnou negativní korelaci výnosu akciových investic a inflace, blížíci se nule (**Ely, Robinson** (1991), **Shukairi et al.** (2012), **Cohn, Lessard** (1981), **Boudoukh, Richardson** (1993), **Boudoukh, Whitelaw** (1994)), příp. korelaci negativní (**Ritter, Warr** (2002), **Sharpe** (2002), **Campbell, Vuolteenaho** (2004), **Humpe, Macmillan** (2007)). V rámci empirické analýzy se navíc s výjimkou ropných krizí jedná o nízkoinflační ekonomiku.



Obr. 2: Meziroční míra inflace (v %) v USA, 1967–2014

Zdroj: FRED (2015b)

Jak dále uvádí **Veselá** (2011), negativní vztah výnosu akciových investic a inflace sice může existovat, ale je již zprostředkovaný a nepřímý. Peněžní nabídka v nominálním vyjádření je uvažována i z důvodu, že trhy mohou reagovat na informace o změně peněžní nabídky, bez ohledu na to zda se jedná o nominální peněžní nabídku či reálné peněžní zůstatky. Uvažování obou proměnných v nominálním vyjádření je navíc podpořeno i tím, že je sledován vliv peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů, nikoliv na jejich výnosnost⁶. Jak totiž bylo uvedeno výsledky vlivu inflace na výnosnost akciových investic jsou diskutabilní. Tento fakt je způsoben tím, že na jednu stranu rostou akciovým společnostem tržby z prodeje výrobků a služeb, ale na druhou stranu dochází rovněž k růstům nákladů na vstupy.

Vstupní data jednotlivých proměnných jsou získána z jednotlivých národních burz (New York) a dále z dostupných databází národních bank (Federal Reserve System, Federal Reserve Economic Database) či jiných relevantních databází (World Federation of Exchange, Federal Bank of New York, Federal Bank of St. Louis, Bloomberg, Yahoo!Finance, atp.).

2.3 Použité metody

Základní metodou analýzy časových řad je korelační analýza, která zkoumá vzájemný (oboustranný) vztah jedné proměnné vůči druhé. Využití korelační analýzy, jako základního nástroje, doporučuje při provádění akciových analýz i **McCandless, Weber** (1995).

⁶ I z tohoto důvodu je akciový index očištěný o dividendový výnos. Jak dodává **Ioannidis, Kontonikas** (2006), při sledování vlivu peněžní nabídky na akciové výnosy je nutné rozlišovat právě mezi nominálním a reálným výnosem či výnosem zahrnující dividendy (celkový výnos) či očištěným o výplatu dividend.

Navíc jak uvádí **Zamrazilová** (2010), při nastavování monetární politiky je nutné brát zřetel i na ceny aktiv. Korelační analýza je provedena na originálních časových řadách nominálních hodnot jednotlivých proměnných, tzn. neočištěných o inflaci. Tato statistika důležitá proto, že i když je zkoumán vliv nominální peněžní nabídky na akciové trhy, stále častěji se hovoří o vlivu akciových kurzů na nastavování monetární politiky (blíže právě **Zamrazilová** (2010) či **Cecchetti** (2002)). Protože může peněžní nabídka ovlivňovat akciové kurzy s určitým zpožděním, je při provádění korelační analýzy využita i tzv. opožděná korelace, protože jak uvádí **Hindls a kol.** (2007), vliv určitého jevu se neprojeví ve stejném období, ale až po uplynutí určité doby. Tato závislost je zkoumána tak, že časová řada závisle proměnné se bude posunovat o jedno nebo více období. Pro korelační analýzu je využit Pearsonův korelační koeficient, vyjadřující míru stochastické závislosti dvou proměnných. Jak totiž uvádí **Hendl** (2004), představuje tento koeficient i přes své nedostatky nejdůležitější míru síly dvou náhodných proměnných X (nominální peněžní nabídka) a Y (akciový index). Pearsonův korelační koeficient lze vyjádřit jako podíl vzájemného rozptylu (kovariance) a výběrového rozptylu zvolených proměnných:

$$(2.1) \quad r_{yx} = r_{xy} = \frac{s_{xy}}{s_x s_y},$$

kde:

x je časová řada nominálních hodnot peněžní nabídky,

y je časová řada nominálních hodnot akciového indexu.

Proměnná s_{xy} ve vztahu pro výpočet párového korelačního koeficientu představuje kovarianci mezi časovou řadou hodnot nominální peněžní nabídky a časovou řadou hodnot vybraného akciového indexu (trhu), kterou lze kvantifikovat dle vztahu:

$$(2.2) \quad s_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{n - 1},$$

kde:

x_i, y_i představují pozorovanou proměnnou řady x , resp. y ,

\bar{x}, \bar{y} představují průměrné hodnoty řady x , resp. y .

Proměnné a ve vztahu pro výpočet párového korelačního koeficientu jsou směrodatné odchylky hodnot časové řady nominální peněžní nabídky a akciového indexu, resp. směrodatné odchylky hodnot vybraného akciového indexu (trhu) a peněžní nabídky, lze je kvantifikovat vztahem:

$$(2.3) \quad s_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1}}, \quad s_y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n - 1}},$$

Míru síly vztahu mezi proměnnou X (nominální peněžní nabídka) a Y (akciový index) z hodnot korelačních koeficientů lze vyhodnotit např. dle **Hendla** (2004), který získané hodnoty korelačního koeficientu rozděluje do několika pásem, podle síly vztahu.

Tab. III: Interpretace korelačního koeficientu

Síla asociace	Absolutní hodnota korelačního koeficientu
malá	0,1 až 0,3
střední	0,3 až 0,7
velká	0,7 až 1

Zdroj: Hendl (2004)

Při využití prosté korelace je ovšem dbát obezřetnosti při interpretaci výsledků a uvažovat možnost výskytu tzv. autokorelace, která může způsobit nepravou (zdánlivou) korelaci. Jak totiž uvádí **Artl** (1997), pokud analyzované časové řady vykazují určité specifické vlastnosti (např. společný trend), vznikají při jejich analýzách, konstrukci modelů a jejich interpretacích problémy, které jsou mimo jiné způsobeny právě zdánlivou regresi. **Artl** (1997) tento stav definuje jako situaci, kdy při analýze časových řad, které spolu žádným způsobem nesouvisí, lze pomocí metody nejmenších čtverců (OLS) získat statisticky významné odhady parametrů regresní funkce, což může vést k mylným závěrům. Pro testování zdánlivé závislosti, platí jednoduché pravidlo, které dle **Granger, Newbold** (1974) tvrdí, že o zdánlivou regresi se bude jednat vždy, když koeficient determinace je větší než hodnota Durbin-Watsonovi statistiky (J). Pro odstranění autokorelace lze dle **Artl** (1997) využít např. první difference hodnot, pomocí kterých dojde k odstranění trendu. Znamená to tedy, že pro odstranění případné autokorelace hodnot budou využity první difference (absolutní přírůstky) ve tvaru:

$$(2.4) \quad \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

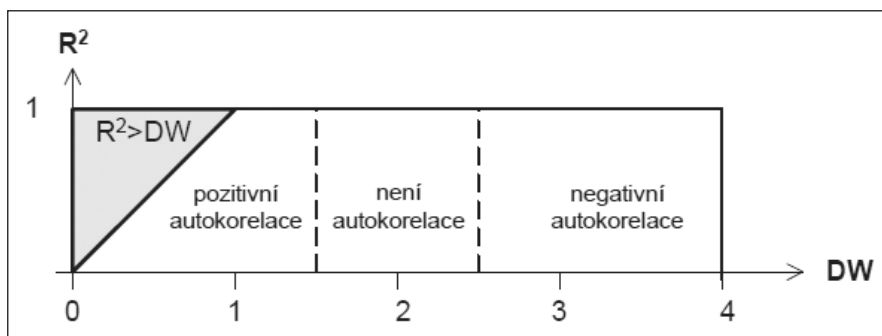
Při regresní analýze může vytvořený regresní model dosahovat vysoké hodnoty indexu determinace, ale další problém se může objevit při bližší analýze reziduí. Tento problém lze označit jako autokorelaci reziduí a dochází tak k porušení Gauss-Markova pravidla, týkající se možnosti odhadu jednotlivých regresních parametrů pomocí OLS metody. Tento jev nastane v okamžiku, kdy rezidua nevykazují vlastnosti tzv. bílého šumu a jsou tedy do určité míry předvídatelná. K testování autokorelace reziduí bude použita Durbin-Watsonova statistika ve tvaru:

$$(2.5) \quad DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T \varepsilon_t^2},$$

kde:

 ε_t představuje hodnoty reziduí.

Hodnoty Durbin-Watsonovi statistiky se pohybují na intervalu 0 až 4 (viz obrázek 3), kdy hodnota větší než 2 značí negativní autokorelaci, hodnota menší než 2 začíná značit pozitivní autokorelaci. Hodnota testové statistiky rovna 2 ukazuje, že se nejedná o sériovou korelaci.



Obr. 3: Indikace autokorelace

Zdroj: Morávka (2006)

Při ekonometrické analýze časových řad doporučuje dále **Artl** (1997) rozlišovat mezi krátkodobými a dlouhodobými vztahy. Krátkodobé vztahy mezi časovými řadami existují pouze v relativně krátkém období a po čase mizí. Dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami jsou stále a časem nemizí. Pro analýzu a modelování ekonomických časových řad doporučuje vycházet z hypotézy, že vývoj jednotlivých časových řad, spojených s teoreticky zdůvodnitelným ekonomickým vztahem se v dlouhém časovém horizontu nerozchází, resp. pokud mezi dvěma proměnnými existuje rovnovážný stav, mohou se od této rovnováhy odchýlit v krátkém období (např. v době po prasknutí cenových bublin), v dlouhém období se ale opět přizpůsobí směrem k rovnováze. Statistické vyjádření tohoto vztahu se poté nazývá kointegrace časových řad, která dle **Artl** (1997) umožňuje odlišit mezi skutečnou a zdánlivou regresí.

Pro testování dlouhodobého vztahu mezi nominální peněžní nabídkou a akciovými kurzy, resp. změnou akciového indexu je použit Engel-Grangerův test kointegrace časových řad.

Aby byl v analýze časových řad eliminován výskyt statisticky vychýlených výsledků, doporučuje **Tomšík, Viktorová** (2005) provádět test stacionarity a následně používat pouze stacionární časové řady. Ekonomické časové řady totiž mají často nestacionární charakter, tzn. střední hodnota či rozptyl se v čase mění, resp. hodnoty časové řady nemají zřetelnou tendenci vracet se ke konstantě. Dle **Artl** (1997) existuje několik způsobů, jak zjistit jakého typu jsou časové řady, tzn. zjistit řád kointegrace časových řad:

- prozkoumat graf časové řady a subjektivním posouzením rozhodnout, zda řada je či není stacionární,
- posouzení tvaru autokorelační funkce,
- využití testu jednotkových kořenů.

Řád kointegrace je v další fázi práce zjišťován pomocí testu jednotkového kořene. K tomuto účelu bude využit rozšířený Dickey-Fullerův test stacionarity (ADF test), který lze dle **Dickey, Fuller** (1979), zapsat v obecném tvaru:

$$(2.6) \quad \Delta Y_t = \beta_0 + (\rho - 1)Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 \Delta Y_{t-n} + \varepsilon_t,$$

kde:

- ΔY představuje testovanou proměnnou,
- β představuje konstantu,
- ρ představuje řád kointegrace,
- ε představuje reziduální člen.

Pokud nejsou data získaná ADF testem stacionární, lze pomocí transformace (např. první diference) získat data stacionární. Dle charakteru vstupních dat, lze ADF test provádět ve třech základních úrovních:

- náhodná procházka $\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \varepsilon$,
- náhodná procházka s konstantou (model stacionární v konstantě) $\Delta Y_t = b_0 + \beta Y_{t-1} + \varepsilon$,
- náhodná procházka s konstantou a trendem (model stacionární v konstantě a trendu) $\Delta Y_t = b_0 + \beta Y_{t-1} + b_2 t + \varepsilon$.

Přestože může mezi uvažovanými proměnnými existovat silná korelace, neznamená to ještě, že mezi nimi existuje kauzalita, resp. kauzální vztah. Proto je po provedení výše uvedených testů na závěr proveden test Grangerovy kauzality, který prokazuje kauzální závislost či nezávislost mezi vývojem vybraných proměnných, v tomto případě kauzální závislost mezi nominální peněžní nabídkou, měřenou agregátem M2, resp. MZM a akciovým indexem (DJIA). **Korda** (2007) řadí Grangerův test kauzality mezi explicitní kauzalitu, která říká, že za kauzální působení proměnné X (peněžní nabídka) na proměnnou Y (akciový index) je považována situace, kdy vysvětlení Y (akciový index) pomocí vlastních minulých hodnot a současně minulých hodnot X (nominální peněžní nabídka), je lepší než pouhé vysvětlení Y (akciový index), pouze podle své vlastní historie. Jak totiž uvádí **Jochec** (2010), Grangerův test předpokládá, že všechny informace potřebné pro predikci vybraných proměnných jsou obsaženy právě v minulých hodnotách těchto proměnných.

Grangerovu testu kauzality je tedy podroben vztah mezi nominální peněžní nabídkou (M2, resp. MZM) a akciovým trhem (DJIA). Tzn., zda změny v nominální peněžní nabídce zapříčiňují změny v hodnotách akciových indexů.

Použitý Grangerův test kauzality můžeme v obecné rovině vyjádřit následujícím způsobem:

$$(2.7) \quad y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + u_t,$$

kde:

- y_t je vysvětlována (závislá) proměnná (v tomto případě akciový index),
- x_t je vysvětlující (nezávislá) proměnná (v tomto případě nominální peněžní nabídka),
- α a β jsou regresní koeficienty rovnice,
- t představuje počet pozorování,
- u_t je náhodná chyba,
- m představuje řád (délku) zpoždění (lag).

Při dokazování kauzální závislosti jsou testovány dvě regresní rovnice:

$$(2.8) \quad I_t = \alpha_0 + \alpha_1 I_{t-1} + \dots + \alpha_m I_{t-m} + \beta_1 MS_{t-1} + \dots + \beta_m MS_{t-m} + u_t ,$$

$$(2.9) \quad MS_t = \alpha_0 + \alpha_1 MS_{t-1} + \dots + \alpha_m MS_{t-m} + \beta_1 I_{t-1} + \dots + \beta_m I_{t-m} + u_t ,$$

kde:

I představuje akciový index (DJIA),

MS představuje nominální peněžní nabídku, zastoupenou peněžním agregátem M2, příp. MZM,

α a β jsou regresní koeficienty rovnice,

u_t je náhodná chyba.

Grangerův test je využit i při testování vlivu nominální peněžní nabídky na vývoj akciového indexu v době vzniku akciových bublin. Mimo to je při těchto analýzách využita i vícerozměrná regrese, která testuje, zda je nominální peněžní nabídka skutečně významným faktorem při vzniku akciových bublin, resp. zda docházelo v průběhu času ke změně intenzity vlivu této proměnné na akciový index. Obecný tvar vícerozměrné regrese, lze zapsat jako:

$$(2.10) \quad \Delta I = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i (\Delta VAR_1 + \dots + \Delta VAR_n) + \varepsilon ,$$

kde:

ΔI představuje změnu akciového indexu (DJIA),

β představuje regresní koeficient,

ΔVAR představuje změnu uvažované vysvětlující proměnné (nominální peněžní nabídky),

ε představuje reziduální chybový člen.

Pro potřeby této práce je uvedená rovnice převedena do následujícího tvaru:

$$(2.11) \quad d_{-}I = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i (D1 \cdot \Delta MS + \dots Dn \Delta MS) + \varepsilon ,$$

kde:

$d_{-}I$ představuje první diferenci (absolutní přírůstek) akciového indexu,

$D1 \dots Dn$ představuje tzv. dummy variable, kterých je stanoven takový počet, který odpovídá počtu zvolených dílčích období,

ΔMS představuje změnu nominální peněžní nabídky, zastoupenou peněžním agregátem M2 či MZM.

Znamená to tedy, že pomocí dummy proměnných, které vstupují do vícerozměrné regrese je analyzováno zda dochází ke změně intenzity vlivu (tzn. hodnoty regresního koeficientu) a významnosti (p-value) změny nominální peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů. Dummy variable nabývají pouze hodnoty 0 nebo 1.

V následující části práce je pozornost zaměřena především na provedení ucelené rešerše odborných zdrojů zabývajících se problematikou působení nominální peněžní nabídky na akciové kurzy, ale i vsazení této problematiky do širšího teoretického konceptu,

se kterým souvisí. Tzn. deskripce teoretických přístupů, které se zabývají vlivem makroekonomických faktorů na vývoj akciových trhů. Pozornost je věnována i problematice efektivnosti akciových trhů a s ní související problematice vzniku akciových bublin, které mohou být způsobeny právě nadměrným růstem peněžní nabídky. Výše uvedené metodologické, ale i dále popsané teoretické přístupy a východiska vlivu peněžní nabídky na vývoj akciových trhů, potažmo na vznik akciových bublin, jsou využity v aplikační části práce.

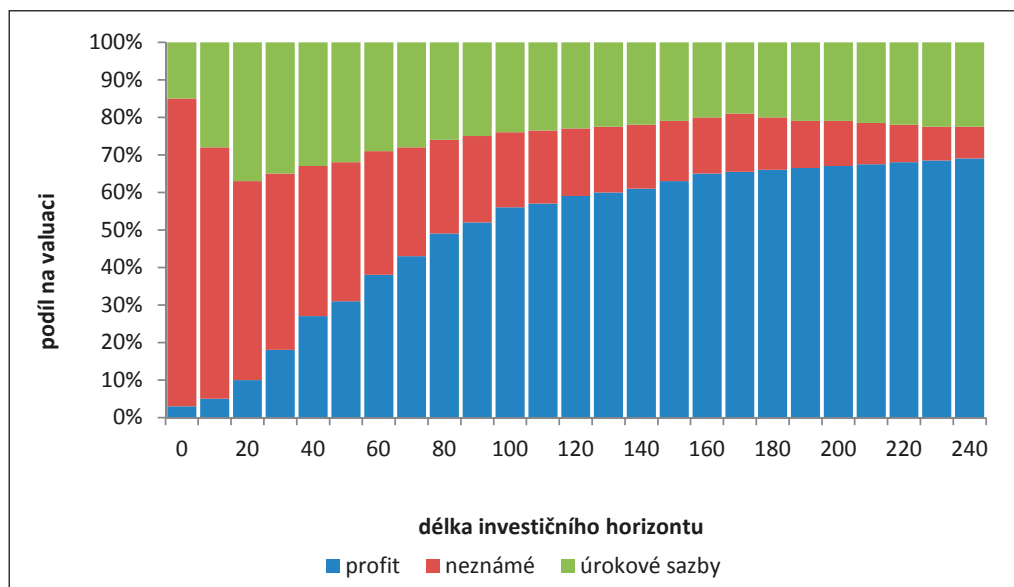
3 ZÁKLADNÍ VÝCHODISKA ZKOUMANÉHO TÉMATU

Jak bylo uvedeno v úvodní části, vývoj akciových kurzů ovlivňuje velké množství faktorů (makroekonomické, mikroekonomické, psychologické či behaviorální), přičemž významnou či nejvýznamnější roli hrají faktory makroekonomické (viz **King** (1966), **Bilson, Brailsford, Hooper** (2000), **Flannery, Protopapadakis** (2001)). Významný vliv makroekonomických faktorů na výnosy akciových investic potvrzují rovněž **Lintner** (1975), **Fama, Schwert** (1977), **Fama** (1981, 1982) **Geske, Roll** (1983) či **Caporale, Jung** (1997). Vliv makroekonomických faktorů na vývoj akciových trhů, resp. cena akcií či výnosů z akciových investic byl předmětem studií, aplikovaných i na emerging markets. **Muhammad, Rasheed** (2002) nepř. neidentifikovali dlouhodobý vztah mezi vývojem devizového kurzu a vývojem akciového trhu v Bangladéši, Pákistánu, Indii a na Srí Lance. Podobně **Tursoy, Gonsel, Gjoub** (2008), kteří testovali vliv 13 vybraných makroekonomických faktorů jako např. peněžní nabídka, inflace, devizový kurz, úrokové sazby, HDP, index průmyslové produkce apod., nenalezli žádný vliv na vývoj akciového trhu v Istanbulu. Naopak pozitivní vztah v dlouhém i krátkém období mezi vývojem amerického trhu NASDAQ a indexem průmyslové produkce, úrokovými sazbami (nepřímá závislost, pozn. autora) a peněžním agregátem M3 potvrzují **Bellalah, Habiba** (2013).

Pro dlouhodobého investora, na rozdíl od spekulanta jsou ale stěžejní právě fundamenty, od kterých se odvíjí cena konkrétního titulu a kterým musí věnovat patřičnou pozornost. To, že fundamenty vysvětlují až 2/3 valuace potvrzuje ve svém výzkumu **Pepper** (1994), který uvádí, že na dlouhodobém investičním horizontu (právě na rozdíl od spekulace) převládá racionalita nad emocionálními faktory, které převládají spíše v krátkodobém období. Obrázek 4 popisuje právě podíl fundamentálních a subjektivních atributů na ocenění aktiv v závislosti na době jejich splatnosti.

Základním nástrojem a metodou, která napomáhá při investičním rozhodování a která se zabývá působením těchto vlivů na cenu akcie, je fundamentální analýza, kterou lze podle jednotlivých faktorů, které ovlivňují akciové kurzy, rozdělit do tří základních kategorií (globální, odvětvová, firemní). Vzhledem k zaměření disertační práce, bude pozornost zaměřena především na globální vlivy a jejich analýzu, tzn. na globální fundamentální analýzu.

Jak uvádí **Maskay** (2007) či **Chromec** (2006) změna peněžní nabídky představuje jeden z nejvíce efektivních nástrojů, které mají centrální banky jednotlivých států k dispozici, v souvislosti s ovlivňováním reálné aktivity ekonomiky. Řada autorů jako např. **Keran** (1971), **Gupta** (1974), **Musílek** (1997), **Poiré** (2000) či **Shostack** (2003), považují peněžní

Obr. 4: *Emoce a racionalita při valuacích*

Zdroj: Pepper (1994), upraveno autorem

nabídku za nejdůležitější makroekonomický faktor, který ovlivňuje chování a vývoj akciových kurzů. **Maskay** (2007) či **Ioannidis, Kontonikas** (2006) považuje akciový trh za základní ukazatel stavu a vývoje ekonomiky, který ji silně ovlivňuje a dle zveřejněných studií⁷ i předbílá. I tito autoři považují peněžní nabídku za silný determinant akciového trhu, tzn. potažmo celé ekonomiky. Peněžní nabídka může ovlivňovat akciové kurzy tak, že se v ekonomice nachází více peněžních prostředků než jsou spotřebitelé schopni (racionálně) umístit a tak jsou alokovány např. i v podobě (rizikových) investic na kapitálovém trhu. **Veselá** (2007) či **Rejnuš** (2009) tuto skutečnost nazývají efektem likvidity, kdy ekonomické subjekty využívají novou likviditu k nákupu luxusních statků, mezi které se řadí i akcie.

Peněžní nabídka je významný makroekonomický faktor, který ovlivňuje cenu akcií, které mají úzkou vazbu na vývoj reálné aktivity prostřednictvím spotřebních a investičních rozhodnutí (blíže **Ioannidis, Kontonikas** (2006)). Při nastavování monetární politiky, by tedy centrální banky měly být obezřetné, protože jak uvádí **Rothbard** (2000) a potvrzuje **Shiratsuka** (2003), hlavní příčinou „přehřátí“ ekonomiky je zvýšení objemu peněz v ekonomice, která způsobí optimismus a nadměrná očekávání, což může vyústit v přílišnou ekonomickou aktivitu, jejímž důsledkem může být inflace⁸, která bude následně brzdít ekonomický růst. Proč tomu tak je? Vysvětlení je poměrně jednoduché. Přílišný růst peněžní nabídky vede k tomu, že je v ekonomice stále více peněz, než kolik je možné racionálně umístit (s ohledem na riziko a výnos). **Kohout** (2005) k tomu dodává, že pokud jsou všechny dobré investiční příležitosti vyčerpány, peníze proudí

7 Blíže např. **Wojtyła** (1980), **Revenda** (2005).

8 Neplatí ovšem např. v současnosti, po navyšování peněžní nabídky v důsledku ochrany trhu a ekonomiky po propuknutí finanční krize z let 2007 a 2008 na americkém trhu.

do extrémně rizikových nebo dokonce do předem ztracených projektů. Pokud peníze dojdou (což je v určitém momentu nevyhnutelné), špatné projekty zkrachují, ale škody postihnou i mnoho dobrých podniků, čímž dojde ke splasknutí vzniklé bubliny. Později **Kohout** (2009) uvádí, že teorie Rakouské školy měla svůj význam, především v době, kdy extrémně uvolněná měnová politika vedla ke vzniku nadbytečných kapacit v průmyslu a ve stavebnictví. Jak uvádí **Sojka** (2010), za hlavní příčiny vzniku hospodářských cyklů považoval Mises a celá Rakouská škola, právě změny množství peněz v ekonomice a s nimi spojené důsledky v tržní ekonomice. Zde je patrný jednoznačný názorový soulad s Rothbardem, Misesovým žákem, který dle **Tajovský** (2008), považoval monetární politiku za nástroj slaďující volební a hospodářský cyklus⁹. **Holman** (2005) dále uvádí, že Hayek považoval za zdroj ekonomické nerovnováhy peníze, zvláště pak bankovní úvěry, šířené komerčními bankami a zaštitěné centrální bankou. **Sojka** (2010), k tomu dodává, že zvýšení nominální nabídky peněz způsobí pokles úrokových sazeb pod rovnovážnou úroveň, v důsledku čehož vznikne deformace mezigodových preferencí a dojde k růstu investic na kapitálovém trhu. Výsledkem je tak realokace zdrojů od výroby spotřebních statků k výrobě kapitálových statků, jejichž cena roste rychleji než cena spotřebních statků. Neustálá monetární expanze, dle **Hayeka** (1978), způsobuje neustálé změny cen a odlišnou alokaci zdrojů v ekonomice. Umožňuje tak využít nově vytvořenou likviditu k investicím, které by se za přirozených podmínek neuskutečnily. I když se jedná o více než 30 let starý názor, důsledky jsou stejné i dnešní době a jak uvádí **Sojka** (2010), růst peněžní nabídky se projeví na kapitálovém trhu v podobě investiční konjunktury.

Podobné názory, jako představitelé Rakouské školy zastával i Milton Friedman, který dle **Holmana** (2005) považoval nabídku peněz za rozhodující faktor, který způsobuje nerovnovážné situace v ekonomice. I přes odlišný metodologický přístup Chicagské školy, zastával Friedman, stejně jako Hayek názor, že změny v nabídce peněz způsobují šoky, které mění ceny i reálné veličiny. Friedman tak hospodářské a ekonomické poruchy, jako je např. recese, inflace či deflace spojuje především s monetární politikou, která mění nabídku peněz. Friedman inflaci hodnotí jako čistě peněžní jev, kdy peněžní nabídka roste rychleji než reálný produkt. Milton Friedman jednoznačně odmítal neutralitu peněz v krátkém období. Podle něj se změna nabídky peněz v krátkém období projeví velmi silně na reálných veličinách – reálném produktu a zaměstnanosti. I proto se kriticky stavěl ke keynesiánskému konceptu účinnosti fiskální politiky a krátkodobě připisoval vysokou účinnost při ovlivňování reálných veličin právě monetární politice. Doporučil nahradit řízení úrokových sazeb, řízením měnového agregátu, kdy by se podle jeho *zlatého pravidla*, množství peněz v ekonomice navyšovalo v souladu s dlouhodobým potenciálním tempem růstu ekonomiky.

Zde je patrné jednoznačné vymezení monetaristického přístupu k peněžní nabídce, mezi jehož hlavní charakteristiky řadí **Izák** (1995) stabilní poptávku po penězích, kdy centrální banka kontroluje peněžní bázi a peněžní nabídka je tak stanovena exogenně. Při růstu peněžní nabídky je cenová politika podřízena monetární politice a mezi nabídkou peněz a peněžní bází existuje konstantní vazba prostřednictvím peněžního

9 Zde si lze položit otázku, nakolik jsou centrální banky opravdu neutrální institucí. Blíže např. Šíma, **Lipka** (2003).

multiplikátoru. **Kapounek** (2010) k tomuto dodává, že peněžní nabídka není tvořena pouze centrální bankou, ale i peněžními toky mezi komerčními bankami na jedné straně a státem, firmami a domácnostmi na straně druhé.

Odlišným teoretickým konceptem nabídky peněz je postkeynesiánský přístup, který naopak předpokládá endogenní povahu peněz. Kaldor, který za největší chyby a nedostatky monetarismu považoval právě exogenní charakter peněz a stabilní poptávku po penězích, společně s dalšími postkeynesiánci charakterizuje peněžní nabídku jako endogenní veličinu, která je určována požadavky ekonomických subjektů (nikoliv stanovena monetární autoritou), tzn., jak uvádí **Kapounek** (2010), kauzalita vede od produkce (důchodu) k tvorbě peněz. **Izák** (1995) k tomu dodává, že peněžní nabídka je funkcí mzdové sazby a ceny jsou funkcí mezd, nikoli peněžní nabídky. Ke změně peněžní báze potom dochází v závislosti na agregátní poptávce a peněžní multiplikátory nejsou stabilní.

Ekonomie hlavního proudu považuje peněžní nabídku za funkci peněžní báze, působením peněžního multiplikátoru, odvozeného od povinných minimálních rezerv. Znamená to tedy, že komerční banky mohou půjčit (investovat) jen tolik, kolik jim centrální banka dovolí. Nominální peněžní nabídku tedy plně kontroluje centrální banka. Jak uvádí **Svoboda** (2001), důležitým předpokladem je, že rychlost peněz je konstantní a nepodléhá výrazným změnám. Tento předpoklad ovšem platí pouze pro peněžní agregát M2 v USA, jehož rychlost obrátu lze do určité míry považovat za „konstantní“ (s mírným růstem v 90. letech), nikoliv ovšem pro peněžní agregát MZM, který vykazuje silnou míru fluktuace (viz Obrázek 18). K měnové bázi **Holman** (2005) dodává, že podle Friedmana je velmi komplikované definovat peníze. Proto jsou jednotlivé peněžní agregáty odlišně definovány s různě širokým vymezením peněz.

3.1 Peněžní nabídka a její agregáty

Peněžní nabídka představuje množství peněz, které v daném okamžiku v dané národní měně obíhají na trhu. Peněžní nabídku nepředstavují jen hotovostní peníze (bankovky a mince), ale také bankovní vklady, účty peněžních fondů a jiné formy peněžních aktiv. Dle **Kapounek** (2010), lze peněžní nabídku definovat jako peněžní zásobu, kterou je schopen vytvořit bankovní systém, který definuje **Revenda** (2005) jako skupinu, kterou tvoří centrální banka, komerční banky, příp. nebankovní instituce. Jedná se o instituce, které přijímají vklady a poskytují úvěry. Empiricky **Revenda** (2005) ztotožňuje peněžní nabídku s měnovým agregátem M1, popř. jak dodává, mohou některé bankovní systémy za peněžní nabídku považovat širší peněžní agregát M2, příp. M3.

Mezi peněžní agregáty USA lze, stejně jako v Eurozóně dle **BOJ** (2010) či **Polouček** (2009), zařadit peněžní agregát M1, M2 a M3. Od března 2006, ale Americká centrální banka (FED) upustila od zveřejňování peněžního agregátu M3. Následující tabulka charakterizuje peněžní agregáty v USA, tak jak je definuje FED.

Jak uvádí **Marhinsen** (2008), peněžní nabídka nemusí být reprezentována pouze „klasickými“ peněžními agregáty jako např. M1, M2 či M3, ale i peněžním agregátem MZM (money with zero maturity), používaným v USA k měření nominální peněžní nabídky. Dle **Beckworth** (2008) je hlavní myšlenkou využití peněžního agregátu MZM to, že tento agregát obsahuje všechny formy peněz, které mohou být ihned přeměněny v prostředek

Tab. IV: Peněžní agregáty FEDu

	M1	M2	M3
Oběživo, cestovní šeky	X	X	X
Vklady na běžných účtech obchodních bank a spořicíh institucích	X	X	X
Termínované vklady do 100 000 USD	X	X	X
Podílové listy fondů peněžního trhu		X	X
Termínové vklady nad 100 000 USD			X
Podílové listy fondů peněžního trhu držené institucionálními investory			X
Eurodolary rezidentů v zahraničních pobočkách amerických bank			X

Zdroj: Polouček (2009), FEDNY (2008)

směny, tzn. jsou vysoce likvidní. Znamená to tedy, že mohou být ihned využity k investicím nebo spotřebě. **Butler** (2007) definuje MZM jako okamžitě likvidní prostředky, které tvoří peněžní agregát M2 očištěný o termínové vklady a který zahrnuje fondy peněžního trhu. **Croushore** (2006) definuje peněžní agregát MZM jako:

$$(3.1) \quad \text{MZM} = \text{M2} - \text{termínová depozita} + \text{fondy peněžního trhu}$$

Jak je uvedeno dále, **Butler** (2007) doporučuje věnovat pozornost rozlišení peněžní nabídky a likvidity. Jak uvádí, při využívání pojmu *peněžní nabídka* je nutné rozlišovat mezi skutečnou peněžní nabídkou (agregát MZM) a likviditou (agregát M2). Jak uvádí **Carlson, Keen** (1996), dle prohlášení Alana Greenspana z června 1993, peněžní agregát M2 není spolehlivým indikátorem finanční kondice a stability ekonomiky. Jako odezvu na selhání agregátu M2 v roce 1993¹⁰, začali analytici využívat právě peněžní agregát MZM, který se ve vztahu s ekonomickou aktivitou jeví jako mnohem stabilnější. Toto potvrzuje i **Croushore** (2006), který uvádí, že vztah právě mezi MZM a reálnou ekonomikou je užší než u agregátu M2. Využívat peněžní agregát MZM při analýze akcií doporučuje i **Shostack** (2003). **Kohout** (2009) uvádí, že peněžní agregát MZM je měřítkem objemu okamžitě likvidních peněz, protože na rozdíl od agregátu M2 nezahrnuje termínové vklady, ale zahrnuje fondy peněžního trhu, které lze investovat, např. tedy i do akcií. Jak ale dodává, neznamená to, že všechny tyto peníze také investovány budou, protože by to ani z technického hlediska nebylo možné. Nicméně, jak tento autor dodává, agregát MZM je přímo úměrný teoretické rovnovážné poptávce po akciích a čím více peněz je tedy v ekonomice, tím více jich může (ale nemusí) být do akcií investováno.

Jak bylo uvedeno, základním nástrojem, který vyhodnocuje vliv kurzotvorných faktorů na vývoj akciových kurzů je fundamentální analýza. Tato analýza by měla být základním nástrojem dlouhodobého investora, kterému napomáhá při rozhodování o tom, který cenný papír do portfolia zařadit či nikoliv a jakým způsobem ovlivňují kurzotvorné faktory ceny akcií. Pro dlouhodobého investora (na rozdíl od krátkodobé či střednědobé investice, kdy převládá psychologie), jsou při investičním rozhodování stěžejní právě fundamenty, podle kterých by se měl rozhodovat (viz. **Pepper** (1994)). Pokud jsou využívány relevantní informace, které investor zahrne do svých investičních rozhodnutí,

10 Blíže např. **Lown, Peristiani, Robinson** (1999).

nemělo by docházet k davovému jednání, kdy se investor rozhoduje pouze na základě ostatních účastníků trhu či jiných subjektivních faktorů, což může mít za následek nepodstatněný vznik cenové bubliny. Fundamentální analýzu lze provádět v několika úrovních. Vzhledem ke zvolenému tématu je představena pouze její globální část. Dále je pozornost věnována především vlivu peněžní nabídky na akciové kurzy a vysvětlení transmissních mechanismů, jak se změna v peněžní nabídce promítne v akciových kurzech.

3.2 Oceňování akcií a fundamentální analýza

I přesto, že se v poslední době začíná hovořit o tom, že fundamentální analýza ztrácí svůj význam a že investoři se rozhodují spíše subjektivně a psychologicky až pudově, pro dlouhodobého investora (nikoliv spekulanta), je stále stěžejní rozhodování na základě fundamentů. Právě psychologické faktory totiž bývají označovány jako iracionální původci akciových bublin, které nelze fundamentálně vysvětlit. Využívání fundamentální analýzy při investičním rozhodování dokládá i tabulka 5, která zachycuje frekvenci využívání jednotlivých akciových analýz na různých trzích. Význam fundamentální analýzy při investičním rozhodování dokládá i **Hellman** (2000) či **Veselá** (2007).

Tab. V: Frekvence využívání akciových analýz ve vybraných zemích

	USA ¹¹	Velká Británie ¹²	Německo ¹³	Švédsko ¹⁴	Holandsko ¹⁵
Fundamentální analýza	74%	86%	90%	96%	90%
Technická analýza	35%	42%	70%	12%	19%
Beta analýza/Teorie moderního portfolia	30%	22%	55%	27%	16%

Zdroj: Hellman (2000)

Fundamentální analýza se snaží odpovědět na otázku, které cenné papíry jsou nadhodnocené a které podhodnocené, tzn. hledá odpověď na otázku, jaké aktivum zařadit do portfolia (stock picking). Jedná se o techniku, která se pokouší stanovit správnou (vnitřní) hodnotu cenného papíru, při zaměření se na různé faktory, které ovlivňují současný ekonomický a finanční stav společnosti a jejich budoucí vývoj. Výstupem fundamentální analýzy je, že investor získanou vnitřní hodnotu srovnává s aktuálním tržním kurzem a podle toho zjistí, zda je akcie podhodnocena či nadhodnocena. Toto srovnání mu umožňuje odhalit i vznik či existenci cenové bubliny na konkrétním titulu. **Stowe** (2002) definuje vnitřní hodnotu jako hodnotu, která zohledňuje veškeré (i hypoteticky) dostupné investiční charakteristiky. Vnitřní hodnotu, jako sumu budoucích příjmů z akcie, tzn. součet diskontovaných budoucích peněžních toků (dividend a prodejní ceny) definuje např. **Sojka** (2010). Vztah mezi vnitřní hodnotou akcie a jejím promptním

11 Dle **Carter, Van Auken** (1990).

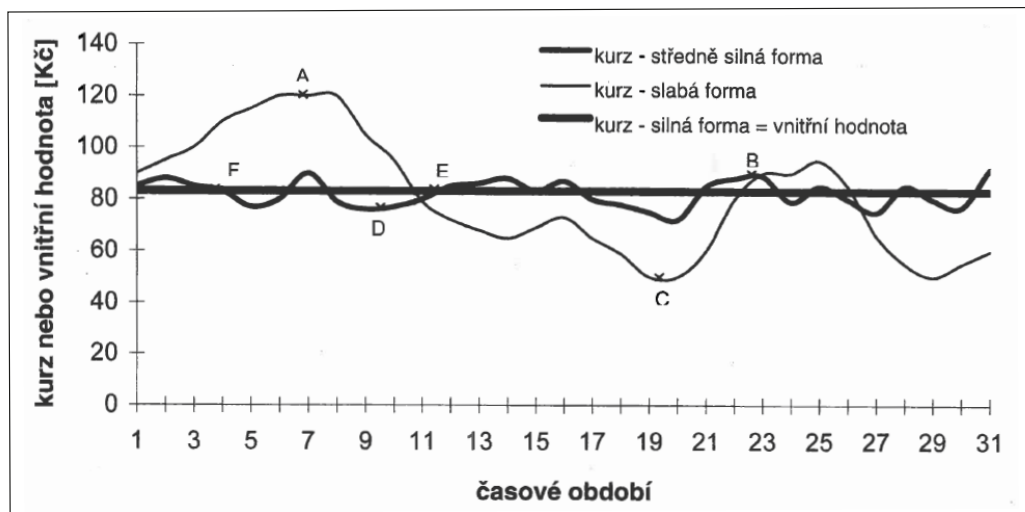
12 Dle **Pike et al** (1993).

13 Dle **Pike et al** (1993).

14 Dle **Olbert** (1994).

15 Dle **Vergossen** (1993).

kurzem, resp. formu efektivnosti kapitálového trhu zobrazuje Obrázek 5, ze kterého lze identifikovat, kdy se jedná o nadhodnocený a podhodnocený cenný papír. Pokud se jedná o silně efektivní trh, tzn. veškeré informace jsou zahrnuty v cenách a platí tak Teorie efektivních trhů, je vnitřní hodnota rovna tržní ceně a nelze dlouhodobě dosahovat zisku. Naopak čím méně bude trh efektivní (období bublin), tím více se bude stanovená vnitřní hodnota a tržní cena lišit. Např. pro americký trh dle **Diviš, Teplý** (2005), Čámský (2005) platí slabá forma efektivnosti. **Haugen, Baker** (2008) dokonce tento trh označují za vysoce neefektivní.



Obr. 5: Vnitřní hodnota akcie

Zdroj: Veselá (2007)

V rámci fundamentální analýzy je nutné podotknout, že vnitřní (spravedlivou, férovou) cenu ohodnocuje každý investor subjektivně. Znamená to, že v jednom okamžiku, na jednom trhu existuje několik různých vnitřních hodnot, podle toho jak je účastníci trhu ohodnotili. Je to způsobeno tím, že každý investor využívá jiný model pro stanovení vnitřní hodnoty, využívá při výpočtech různou délku investičního horizontu, očekává odlišné dividendy či prodejní cenu (obecně cash flow), jinou úrokovou sazbu (požadovanou výnosnost) apod. Právě výše úrokové sazby, resp. diskontní sazby je úzce spojena se změnou peněžní nabídky a velmi významně ovlivňuje vnitřní hodnotu.

Čím méně je kurz akcie volatilní a blíží se svojí vnitřní hodnotě, tím je trh efektivnější. V případě rovnosti tržní ceny a vnitřní hodnoty akcie lze hovořit o dokonale efektivním akciovém trhu, protože akcie není ani nadhodnocena, ani podhodnocena a její aktuální cena odráží veškeré dostupné informace. Tento stav je ale v reálném prostředí prakticky nemožnou situací. Na takovém trhu by navíc nebylo možné dosahovat zisku (pouze pomocí insider tradingu), protože všechny informace jsou všem známy a dostupné, tudíž zapracovány do cen. Pro americký trh, který vstupuje do empirické analýzy se předpokládá pouze slabá forma efektivnosti a proto je nutné zabývat se vlivy, které působí na aktuální kurz akcie a odlišují jej od jeho vnitřní hodnoty.

Jak uvádí **Krantz** (2010), fundamentální analýza je sice preferována a je vhodnou metodou pro sestavení portfolia, jak ale zdůrazňuje, není to jediná metoda výběru akcií do portfolia. Jak dodává, fundamentální analýza má i svá rizika, jako je např. zisk špatných dat, špatné načasování či sázka proti trhu. I v současné době volatilitních trhů, představuje fundamentální analýza základní akciovou analýzu, která slouží k naplnění zvolené investiční strategie, tzn. k výběru konkrétních titulů.

Jak bylo uvedeno, fundamentální analýzu je možné provádět na několika úrovních, je to proto, že jak uvádí **Rejnuš** (2001), každý podnik (akciová společnost) působí v reálném prostředí a je nutné při analýze akcií takové společnosti, sledovat i celý systém, kterého je součástí a analyzovat všechny vlivy, které mohou jeho finanční výsledky a kurzy akcií ovlivňovat. Proto je nutné tyto faktory rozčlenit a postupně provést jejich zkoumání na makroekonomické, odvětvové a následně i mikroekonomické (podnikové) úrovni. Na základě těchto poznatků rozděluje např. **Veselá** (2007) či **Rejnuš** (2014) fundamentální analýzu do třech úrovní:

- Globální fundamentální analýza, která analyzuje ekonomiku jako celek a její vliv na akciové kurzy.
- Odvětvová fundamentální analýza, soustředící na specifika jednotlivých odvětví a jejich vliv na akciové kurzy.
- Firemní fundamentální analýza, označována i jako analýza jednotlivých titulů, která se pokouší ohodnotit nejdůležitější parametry sledovaných podniků.

Mezi faktory, které na globální úrovni determinují vývoj akciových kurzů lze např. dle **Veselé** (2007) zařadit úrokovou míru, inflaci, HDP, peněžní nabídku, pohyb mezinárodního kapitálu, pohyb devizových kurzů a politické a ekonomické šoky. Podobně definuje **Keran** (1971) čtyři základní exogenní veličiny, které výrazně ovlivňují akciové kurzy: potenciální výstup ekonomiky, změnu peněžní nabídky, změnu ve vládních výdajích a korporátní daně. Změna peněžní nabídky je navíc aktuálním nástrojem, které využívají mnohé centrální banky, k povzbuzení ekonomického vývoje, či ochrany kapitálového trhu před jeho propadem (viz např. situace při zmírňování následků finanční krize z roku 2007 a snaze uklidit trhy). V poslední době se tak stále více hovoří o kvantitativním uvolňování (QE), které je využíváno především v okamžiku, kdy jsou již úrokové sazby tak nízké, že je nelze dále snižovat.

V rámci globální (makroekonomické) fundamentální analýzy je tedy pozornost věnována vlivu peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů, protože právě tento faktor je, jak bylo uvedeno, dle mnohých autorů nejvýznamnějším determinantem vývoje akciových kurzů.

3.2.1 Peněžní nabídka a její vliv na akciové kurzy

Jak bylo uvedeno, např. dle **Maskay** (2007) či **Chromec** (2006) lze peněžní nabídku považovat za velmi efektivní nástroj, který mají centrální banky k dispozici při ovlivňování reálné aktivity ekonomiky a zároveň např. dle **Gupta** (1974), **Musílek** (1997), **Shostack** (2003) či **Kohout** (2010) nejvýznamnější determinant z makroekonomických faktorů, který primárně ovlivňuje akciové kurzy. Cílem této části práce je na základě literární

rešerše odpovědět na otázku, jaký je vztah mezi peněžní nabídkou a vývojem akciových kurzů a při využití empirické analýzy tuto vazbu na vybraných trzích potvrdit nebo vyvrátit.

Zkoumáním globálních faktorů byly mezi peněžní nabídkou a vývojem akciových kurzů shledány určité vztahy, které mohou sloužit jako vodítko pro investora, při jeho investičních rozhodnutích. Jak bylo uvedeno, **King** (1966) tvrdí, že akciové kurzy jsou výrazně ovlivňovány makroekonomickými faktory. Podobné stanovisko zaujímá dále **Musílek** (1997) či **Flannery, Protopapadakis** (2001). Jak bylo dále uvedeno, většina autorů při výčtu makroekonomických faktorů, které ovlivňují vývoj akciových kurzů uvádí změnu nabídky peněz v ekonomice jako faktor nejvýznamnější. Jak uvádí např. již **Gupta** (1974), peněžní nabídka může být využita při predikci vývoje akciových kurzů. Jeho výzkum potvrdil, že 59 % dosažených hodnot akciových kurzů může být predikováno právě na základě vývoje peněžní nabídky. Toto tvrzení ale rozporují **Rapach, Wohar, Rangvid** (2005), kteří ve své analýze zaměřené na predikci vývoje akciových trhů pomocí makroekonomických faktorů ve 12 vybraných zemích, dospěli k závěru, že vhodným makroekonomickým ukazatelem pro predikci vývoje akciových trhů je úroková sazba. **Thorbecke** (1997) ve své studii dokázal, že neočekávané zvýšení základní úrokové sazby (Fed Fund Rate) o 1 %, vede ke snížení cen akcií o 0,8 %. **Pearce, Roley** (1985) se ve svých výzkumech zabývali problematikou anticipativní peněžní nabídky a došli k závěru, že mezi neanticipativní peněžní nabídkou a vývojem akciových kurzů je negativní vztah. Naopak, **Bernanke** (2003) uvádí, že anticipativní změna peněžní nabídky nebude mít na vývoj cen finančních aktiv (tzn. včetně majetkových cenných papírů, tzn. akcií) žádný vliv, protože investoři ji již zahrnuli do svých rozhodnutí (došlo k diskontování ceny aktiv). Pouze neanticipativní změna peněžní nabídky tak může ovlivňovat vývoj kurzů cenných papírů. Odlišný názor zastávají odpůrci Teorie efektivních trhů, např. **Corado, Jordan** (2001) uvádějí, že cena akcií neodráží veškeré dostupné informace (předpoklad efektivity trhu) a z toho důvodu bude i anticipativní peněžní nabídka ovlivňovat ceny akcií. Odlišné dopady anticipativní a neanticipativní peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů potvrzuje i **Maskay** (2007). Vlivem neočekávané změny peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů se zabýval i **Lastrapes** (1998), který uvádí, že zvýšení peněžního agregátu M1 o 1 % vedlo na kanadském trhu ke snížení cen akcií o 1,6 %, zatímco v USA stejná změna peněžní nabídky podpořila růst akciových kurzů o 2,4 %.

Studii, které se zabývaly analýzou vlivu peněžní nabídky na akciové trhy, byla publikována celá řada, ovšem s odlišnými výsledky. Jak uvádí **Habibullah, Baharumshah** (1996), empiricky se jako první kauzálním vztahem mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy zabýval ve své studii **Sprinkel** (1964), který ve sledovaných letech 1918–1960 objevil silný vztah právě mezi změnou peněžní nabídky v USA a cenami akcií. Z této studie dále vycházeli např. **Mookerjee** (1987), **Jeng et al.** (1990) či **Malliaris, Urrutia** (1991). V tomto ohledu se nabízí otázka, zda tento vztah platí i v dnešní době, tzn. více než 50 let po vydání této „pionýrské studie“, příp. jak ovlivnila změna peněžní nabídky (např. ohlašování centrálních bank o změně peněžní nabídky, důsledky kvantitativního uvolňování apod.) v době novodobé finanční krize vývoj akciových kurzů či jakým způsobem se podílí změna peněžní nabídky na vývoji akciových bublin.

Dalšími autory, kteří se zabývali vztahem mezi peněžní nabídkou a akciovými trhy byli např. **Maysami, Koh** (2000), kteří v podmínkách Asijského trhu objevili pozitivní vztah mezi růstem peněžní nabídky a vývojem indexu SGX (index burzy v Singapuru). Ke stejným závěrům dospěli později i **Maysami, Howe, Hamzah** (2004), kteří rovněž odhalili pozitivní závislost mezi změnou peněžní nabídky a vývojem akciových kurzů na burze v Singapuru. Kauzalitou mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy na rozvíjejících se trzích (emerging markets) se dále zabývali např. **Brahmasrene, Jiranyakul** (2007). Konkrétně se zaměřili na Thajský akciový trh v letech 1992–2003, kde objevili pozitivní vztah mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy. Na dalším emerging market, konkrétně na Tureckém trhu se kointegrací mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy zabývali **Cagli, Halac, Taskin** (2010), kteří nepotvrdili kointegraci mezi uvedenými proměnnými. Vlivem změny makroekonomických faktorů (včetně peněžní nabídky) na vývoj akciových kurzů se zabýval i **Shaoping** (2008), který v podmínkách čínského trhu v letech 2005–2007 prokázal velmi silný vliv peněžní nabídky na vývoj cen akcií. Jak uvádí, byla zjištěna dlouhodobá a stabilní závislost mezi cenami akcií a peněžním agregátem M0, M1 a M2. Podobných výsledků dosáhli na čínském trhu i **Yuanyuan, Donghui** (2004), kteří rovněž dospěli k závěru, že peněžní nabídka má dopad na chování cen akcií. Autoři uvádějí, že „uvolněná“ monetární politika způsobuje nárůst akciových trhů a naopak restriktivní politika způsobuje propad cen akcií. Akciové trhy tak fluktuují proporcionálně se změnou peněžní nabídky. Problematikou efektivnosti akciového trhu v Malajsii a kointegrací mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy se zabýval **Habibullah, Baharumshah** (1996), kteří na tomto trhu definovali slabou efektivnost a neexistující kointegraci mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy. V pozdější studii **Habibullah** (1998) již kauzální vztah mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy odhalil. V podmínkách japonského trhu **Kimura, Koruzomi** (2003) neobjevil žádný vztah mezi změnou peněžní nabídky a vývojem akciových kurzů. K odlišným výsledkům vztahu mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy dospěli i **Belke, Beckmann** (2015), kteří analyzovali tento vztah pomocí C-VAR modelu v 5 vyspělých ekonomikách a 3 emerging markets.

V prostředí akciového trhu v Pákistánu prováděl analýzu dlouhodobé závislosti mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy **Husain, Mahmood** (1999), kteří pomocí testu kointegrace objevili dlouhodobou závislost právě mezi akciovými kurzy a peněžními agregáty M1 a M2. Ke stejným výsledkům na Pákistánském trhu dospěl i **Subhani** (2011), který cenové šoky na akciovém trhu vysvětluje právě pomocí změny peněžní nabídky.

Pozitivní závislost mezi makroekonomickými ukazateli (včetně peněžní nabídky) dokazuje i **Hanousek, Filler** (2000), kteří pro podmínky střední Evropy v období 1993–1996 potvrdili pozitivní vztah mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy.

Pozitivní korelaci a kauzální vztah mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy v podmínkách amerického trhu prokázali ve svých studiích **Maskay** (2007), **Flannery, Protapapadakis** (2001) či **Poiré** (2000). Jak uvádí **Habibullah, Baharumshah** (1996), v podmínkách amerického akciového trhu odhalili pozitivní vliv peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů např. **Malliaris, Urrutia** (1991), **Mookerjee** (1987) či **Jeng et al.** (1990). Sílicí vliv peněžní nabídky, měřené širším peněžním agregátem M2 na akciové výnosy,

zastoupené indexem S&P 500 především v dobách finančních turbulent¹⁶ potvrzuje **Cronin** (2014). Pozitivní vztah mezi vývojem peněžní nabídky a vývojem akciových kurzů potvrzuje ve svých studiích díky pozitivní stimulaci ekonomiky (v důsledku růstu peněžní nabídky, pozn. autora) a rostoucích korporátních zisků i **Mukherjee, Naka** (1995), **Kwon, Shin** (1999) či **Maysami, Koh** (2000). Jak **Husain, Mahmood** (1999) dále uvádějí, **Rozeff** (1974) ve své studii odhalil efektivnost amerického akciového trhu ve vztahu k peněžní nabídce, naopak **Kraft, Kraft** (1977) žádný kauzální vztah neodhalili.

Na základě provedené literární rešerše, lze dojít k závěru, že mezi jednotlivými autory panuje nesoulad mezi změnou peněžní nabídky a vývojem akciových trhů. Navíc, podle ekonomických teorií by mezi změnou peněžní nabídky a vývojem akciových kurzů měl existovat kauzální vztah, kteří vybraní autoři odhalili, jiní ne, příp. byl odhalen pouze vztah mezi jedním peněžním agregátem a akciovými kurzy, u jiného agregátu již ne. Někteří autoři uvádějí pevnou vazbu (**Sprinkel** (1964), **Jeng et al.** (1990), **Malliaris, Urrutia** (1991), **Mukherjee, Naka** (1995), **Kwon, Shin** (1999), **Maysami, Koh** (2000), **Maskay** (2007), **Bellalah, Habiba** (2013), **Cronin** (2014)) a vztah mezi změnou peněžní nabídky a vývojem akciových kurzů. Jiní autoři (**Kraft, Kraft** (1977), **Muhammad, Rasheed** (2002), **Kimura, Koruzomi** (2003), **Bianying** (2004), **Tursoy, Gunsell, Rjoub** (2008)), naopak žádný kauzální vztah nenašli. Např. **Kulhánek, Matuzsek** (2006) či **Veselá** (2007) identifikovali vazbu mezi vývojem peněžní nabídky a akciovými kurzy na vybraných evropských trzích, ale poukazují na postupné slábnutí této vazby.

Peněžní nabídku za nejdůležitější makroekonomický faktor, který ovlivňuje akciové kurzy, považuje např. **Maskay** (2007), **Dwyer, Hafer** (1999), **Sprinkel** (1964), **Poiére** (2000), **Musílek** (1997), **Kohout** (2010) či **Nývltová, Režňáková** (2007). Dle **Veselá** (2007) plní peněžní nabídka i funkci předbíhajícího indikátoru ve vztahu k akciovým kurzům. Existuje několik teoretických argumentů podporujících právě předpoklad, že růst peněžní nabídky zvyšuje poptávku po akciích a tím i jejich kurzy (viz dále efekt likvidity, transmisní a nepřímý transmisní mechanismus).

Přestože bylo literární rešerší potvrzeno, že mezi autory a jejich výsledky ve vlivu peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů existuje určitý nesoulad, v teoretické rovině lze shledat ustálený názor, že změna peněžní nabídky by měla tvořit úzkou vazbu s akciovými trhy a je významným kurzotvorným faktorem. Jak tato tvrzení teoreticky dokázat? Jak uvádí **Maskay** (2007), v obecné rovině je cena jednotlivých akcií stanovena současnou hodnotou budoucích (očekávaných) peněžních toků (cash flow). Tato současná hodnota je vypočítána jako diskontování budoucích cash flow. Právě peněžní nabídka má velký vliv na velikost stanovené diskontní sazby (resp. existuje velmi silná nepřímá závislost mezi peněžní nabídkou a velikostí diskontní sazby), kterou jsou tyto peněžní toky diskontovány. Znamená to tedy, že v případě snižování peněžní nabídky roste úroková sazba, stejně tak i diskontní sazba a současná hodnota budoucích peněžních toků klesá. Výsledkem je tedy pokles promptních cen akcií. Naopak, pozitivní šok změny peněžní nabídky povede dle **Sellina** (2001) k nárůstu akciových kurzů, protože bude logicky docházet ke snižování diskontní sazby, resp. bude růst současná hodnota budoucího cash flow, která může při srovnání s tržním kurzem signalizovat podhodnocení daného titulu (pozn. autora).

16 Např. teroristické útoky 11. 9. 2001, novodobá finanční krize z roku 2008–2009, období po pádu Lehman Brothers či druhá polovina roku 2011.

3.2.2 Peněžní nabídka a akciové kurzy dle ekonomické teorie

Jak uvádí **Baldwin, Wyplosz** (2008) klíčovým faktem v makroekonomii je skutečnost, že peníze jsou v dlouhém období neutrální. K neutralitě peněz dochází, pokud změna peněžní nabídky neovlivňuje reálné proměnné. Místo toho je zvýšení nominální peněžní nabídky absorbováno proporcionálním nárůstem cen. Podobně se k této problematice staví i **Revenda** (2005), který při svých argumentech vychází z kvantitativní teorie peněz. (blíže např. **Brunner** (1961), **Friedman** (1961), **Friedman, Schwartz** (1963)). Formálním vyjádřením kvantitativní teorie peněz je rovnice směny, kterou vyjádřil Fisher následujícím vztahem.

$$(3.2) \quad M \cdot V = P \cdot Q ,$$

kde:

M představuje množství peněz v oběhu,

V představuje rychlost oběhu peněz,

P představuje cenovou hladinu,

Q představuje množství produkce, která je předmětem směny.

Rovnici směny vysvětluje již **Sprinkel** (1964) tím, že pokud dochází k růstu nabídky peněz v ekonomice, odrazí se tento růst v očekávaném růtu poptávky po akciích, resp. v očekávání růstu jejich ceny.

Revenda (2005) uvedenou rovnici rozebírá následujícím způsobem:

- nabídka peněz je exogenní proměnnou (viz Milton Friedman),
- zvýšení nabídky peněz neovlivní rychlost oběhu peněz (viz **Svoboda** (2001)),
- zvýšení nabídky peněz neovlivní ani úroveň reálných transakcí,
- zvýšení nabídky peněz ovlivní pouze cenovou hladinu a to proporcionálně.

Podle teoretických předpokladů (např. kvantitativní teorie peněz), rychlejší růst peněžní nabídky než je výstup ekonomiky bude mít za následek právě inflaci¹⁷. Z výsledků publikovaných studií¹⁸ zabývajících se vztahem mezi změnou peněžní nabídky a změnou cenové hladiny vyplývá existence velmi úzkého (až lineárního) vztahu. Toto potvrzuje **McCandless, Weber** (1995), pomocí rovnice kvantitativní teorie peněz, kterou pouze upravili do následujícího tvaru:

$$(3.3) \quad \Delta m + \Delta v = \Delta p + \Delta q ,$$

kde:

Δm představuje změnu peněžní nabídky, resp. množství peněz v ekonomice,

Δv představuje změnu transakční rychlosti peněz,

Δp představuje změnu cenové hladiny,

Δq představuje změnu reálného produktu.

17 Změna peněžní nabídky se na inflaci dle **Bernake, Laubach, Mishkin, Posen** (1999) v USA projeví s 2letým zpožděním, dle **Gerlach, Svensson** (2001) v podmínkách Eurozóny se zpožděním 18 měsíců.

18 Blíže např. **Rolnick, Weber** (1994), **Dwyer, Hafer** (1999), **Batini, Nelson** (2002).

Uvedení autoři považovali změnu rychlosti obratu peněz a změnu reálného produktu za konstantní. Potom je výsledkem této rovnice právě lineární vztah mezi změnou peněžní nabídky a cenovou hladinou. Pokud je důsledkem změny peněžní nabídky inflace (bez ohledu na časové zpoždění), projeví se tato změna i v inflaci finančních aktiv? Bude zde podobný (úzký až lineární) vztah mezi změnou nominální peněžní nabídky a akciovými kurzy, potažmo vývojem celého akciového trhu?

Bude-li práce vycházet z teoretických předpokladů, že růst peněžní nabídky způsobuje růst cenové hladiny, lze předpokládat, že růst peněžní nabídky bude způsobovat i růst cen finančních aktiv (tzn. i akcií). **Rejnuš** (2009) či **Veselá** (2007) tento vztah vysvětlují pomocí efektu likvidity, transmisního mechanismu a nepřímého transmisního mechanismu:

- První přístup, tzv. efekt likvidity (představil již **Friedman** (1961) spočívá v tom, že pokud centrální banka v rámci své monetární politiky zvýší nominální nabídku peněz při zachování konstantní poptávky, investoři budou tyto dodatečné peněžní prostředky investovat částečně i na akciových trzích (k této argumentaci se přiklání i **Kohout** (2010)). Zde je možné shledat soulad s tvrzením **Hayeka** (1978). Protože v podmínkách krátkého období lze považovat nabídku akcií za fixní, dojde tak s růstem poptávky po akciích k růstu jejich kurzu. Stejně to bude při snížení peněžní nabídky. Investoři budou pocítovat nedostatek likvidity, a proto omezí investice do luxusních statků (do akcií).
- Druhý přístup je spojen s transmisním mechanismem, kdy růst peněžní nabídky způsobí pokles úrokových sazeb, který se projeví v poklesu výnosnosti variabilně úročených obligací. Investoři tak budou vyhledávat dluhopisy s vysokou (fixní) mírou úročení. Růst poptávky po těchto dluhopisech způsobí nárůst jejich kurzů (cen), což se ale projeví v poklesu výnosu do doby splatnosti z těchto dluhopisů (viz **Alatiqi, Fazel** (2008)). Dluhopisy se tak pro investory stanou drahou a neatraktivní investiční variantou, čímž stoupne přitažlivost alternativních investic, např. akcií.
- Třetí přístup využívá tzv. nepřímého transmisního mechanismu, podle kterého růst nominální peněžní nabídky způsobí pokles úrokových sazeb. Nižší úrokové sazby podníti investiční aktivitu firem, protože nízké úrokové sazby budou znamenat nižší náklady na zápůjční kapitál (externí financování). Vyšší investiční činnost firem následně zvýší jejich očekávané zisk a dividendy, tedy i růst kurzu akcií.

Působením změny peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů se zabýval i **Fama**, který se ve svých argumentech opíral o teorii efektivních trhů. Jak **Fama** (1970) uvádí, změny v peněžní nabídce budou promítnuty do cen akcií (dle formy efektivnosti, pozn. autora), protože změna peněžní nabídky, resp. nepřímá změna úrokových sazeb ovlivní budoucí zisky společností. Famovu hypotézu, týkající se vztahu mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy dále rozvádí **Maskay** (2007), který růst akciových kurzů v důsledku pozitivního peněžního šoku (zvýšení peněžní nabídky, resp. provádění monetární expanze) vysvětluje tím, že změna peněžní nabídky v sobě obsahuje i informace o poptávce po penězích, která je ovlivněna budoucími očekáváním jednotlivých ekonomických subjektů (jednotlivců, domácností, firem, vlád). Podobně se k této problematice staví i **Sellin** (2001), který uvádí, že pokud roste peněžní nabídka, znamená to, že roste i poptávka po penězích, která povede k růstu ekonomické aktivity, způsobené právě nadměrnou likviditou na trhu, která bude umístěna do investic.

Jak bylo uvedeno, dle **Baldwin, Wyplosz** (2008), klíčové postavení v makroekonomii zaujímá peněžní nabídka a fakt, že peníze jsou v dlouhém období neutrální. Znamená to, že změna peněžní nabídky neovlivňuje reálné proměnné, ale její zvýšení je absorbováno proporcionálním růstem ceny. Zde se naskytá jednoduchá otázka. Pokud dochází při změně peněžní nabídky obecně ke změně cen aktiv, dochází i ke změně cen akcií? Je tato změna opravdu proporcionální, nebo dochází k „přehnaným“ reakcím (způsobených např. neefektivitou trhu), které zapříčiňují vznik cenových bublin ať již na kapitálovém trhu, nebo trhu jiných aktiv (např. nemovitostní či komoditní trh)? Provedenou literární rešerší byla peněžní nabídka identifikována jako významný makroekonomický faktor, který ovlivňuje kurzy akcií. Publikované studie, již ale ve svých závěrech tak jednoznačně nebyly a v potvrzení či vyvrácení teoretického konceptu (silného) vztahu a vlivu peněžní nabídky na akciové kurzy se lišily. To potvrzuje i **Bordo, Wheelock** (2007), kteří uvádějí, že monetární politika a její aktivity ovlivňují akciové kurzy v krátkém období, dodávají ale, že dle formy a provádění, může ovlivnit kapitálový trh i v dlouhém horizontu.

Studiemi již ze 70. let bylo prokázáno, že v krátkém období změna peněžní nabídky ovlivňuje akciové kurzy pozitivně. To ale rozporuje **Bianying** (2004), který v krátkém období let 2001 až 2003 shledává inverzní vztah mezi peněžní nabídkou, která markantně rostla a naopak index SSE (Shanghai Securities Composite Index) klesal. Naopak v dlouhém období let 1993 až 2001 dospěl tento autor k synchronním změnám ve vývoji čínského SSE indexu a změny peněžní nabídky. Naproti tomu **Kulhánek, Matuzsek** (2006), který pomocí Johanesova testu kointegrace analyzoval dlouhodobý vztah mezi vývojem peněžní nabídky a cen akcií v ČR, SR a Polsku, tvrdí že síla tohoto vztahu postupně klesá. K podobným závěrům dospěla i **Veselá** (2010), která vzájemný vztah testovala na českém trhu s výsledkem slabé negativní závislosti (hodnota korelačního koeficientu -0,22), což je v rozporu s předpokládaným pozitivním vztahem a předpoklady globální fundamentální analýzy. Negativní vztah mezi peněžní nabídkou a vývojem čínského akciového indexu dokázal prostřednictvím negativních korelací i **Yong** (2004). Negativní vztah mezi změnou peněžní nabídky a vývojem akciového trhu potvrzuje rovněž **Lastrades** (1998).

3.3 Dílčí závěr

Peněžní nabídka představuje množství peněz v ekonomice, které vytvoří daný bankovní systém. Je reprezentována peněžními agregáty, které jsou odlišně definovány jednotlivými centrálními bankami, které podle ekonomie hlavního proudu nominální peněžní nabídku plně kontrolují. Peněžní nabídka, je významný makroekonomickým faktorem, který dle teoretických předpokladů a výše uvedených studií, ovlivňuje vývoj akciových kurzů. Působením a vlivem peněžní nabídky na akciové kurzy se zabývá fundamentální analýza v její globální části. Ukazatel vývoje peněžní nabídky bývá často ztotožňován s širším peněžním agregátem M2, a proto je (i s ohledem na jeho využití ve dříve uvedených studiích) tento agregát využit v empirické části práce. Při analýze vlivu změny peněžní nabídky na americký akciový trh, bude navíc využit i agregát MZM, který je dle výše vybraných autorů vhodný při provádění akciových analýz.

Změna peněžní nabídky by se s určitým časovým zpožděním měla projevit ve změně inflace. Budeme-li vycházet z předpokladu konstantní rychlosti obratu peněz a Fisherovi

rovnice, je dokonce vztah mezi peněžní nabídkou a inflací až lineární. Předpoklad neměnné rychlosti obratu peněz je stěžejní pro empirickou analýzu a opírá se dále o tvrzení **Revendy** (2005), který uvádí, že zvýšení nominální nabídky peněz neovlivní rychlost oběhu peněz v ekonomice. To potvrzuje i **Mach** (1999), který uvádí, že rychlost obratu peněz není měřitelná a lze ji vypočítat pouze ex post.

Z provedené literární rešerše je zřejmé, že na základě empirických studií (krátkodobých či dlouhodobých) nelze zaujmout jednoznačné stanovisko, jaký vliv má peněžní nabídka na vývoj akciových trhů. Teoretický konsenzus je takový, že mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy existuje silná funkční závislost, kterou lze vysvětlit např. efektem likvidity. Někteří autoři připisují peněžní nabídce pozitivní vliv na vývoj akciových kurzů. Jiní autoři odhalili vliv negativní a někteří autoři dokonce žádný kauzální vztah neodhalili. Na základě provedené literární rešerše bylo zjištěno, že pro analýzu vlivu změny peněžní nabídky používají autoři ve většině případů širší peněžní agregát M2 (příp. M1 či M0). Díky využívání nejen peněžního agregátu M2, ale i agregátu MZM tak dochází k obohacení této problematiky o nové závěry, které vyvstanou na základě provedené empirické analýzy.

Budeme-li hodnotit vztah mezi peněžní nabídkou a vývojem akciových kurzů (trhů), je vzhledem k výše uvedenému zřejmé, že zaujmout jednoznačné stanovisko není vůbec jednoduché (a nebylo ani v historii). Jak uvádí **Horská** (2003) dynamický rozvoj finančních trhů v průběhu posledních desetiletí zvýšil význam cen aktiv nejen pro nositele hospodářské (měnové) politiky, ale i pro ostatní ekonomické subjekty. Makroekonomická teorie předpokládá, že ceny aktiv, obzvláště akciové indexy, obsahují informace o očekávaném budoucím vývoji úrokových sazeb, inflace, peněžní nabídky, ekonomickém růstu apod. **Horská** (2003) uvádí, že akciové indexy reagují velmi flexibilně na jakoukoliv změnu v ekonomickém vývoji a zároveň některé makroekonomické veličiny reagují na vývoj akciového trhu. Akciové indexy tak mohou být použity jako kritérium vhodnosti, či naopak nevhodnosti nastavení měnové politiky nebo jako vodítko pro načasování potřebných kroků či měřítko měnově-politických opatření. Podobné stanovisko zaujímají např. **Bjørnland, Leitemo** (2009) či **Zamrazilová** (2010). Na druhé straně i monetární politika ovlivňuje akcie prostřednictvím úrokových sazeb a řízením peněžní nabídky. Tomuto, ale oponuje **BIS** (1998), která tvrdí, že význam cen aktiv by pro měnovou politiku neměl být nadhodnocován. Lze ale oponovat, že toto tvrzení platilo před rokem 2007, kdy toto období ve vyspělých ekonomikách bylo dobou nízké inflace a ekonomického růstu. Jak uvádí **Zamrazilová** (2010), od poloviny roku 2007 se opět vrací diskuze, jakou roli mají v měnové politice hrát ceny aktiv a zda a jak má monetární politika reagovat na úvěrovou expanzi. Autorka dále uvádí, že dalším momentem diskuse o bublinách na trzích aktiv je úvěrová expanze, která je s nimi a s finančními nestabilitami úzce spojená. Úvěrový boom má proto pro centrální bankéře obdobnou informační hodnotu, jako růst cen aktiv vyvolaný poptávkou. Podobné stanovisko zaujímá i **Habibulah** (1998), který tvrdí, že pokud je akciový trh neefektivní (což pro americký trh potvrzují **Diviš, Teplý** (2005) či **Haugen, Baker** (2005)), mohou monetární autority hrát významnou roli při stabilizaci fluktuací na tomto trhu.

Pokud tedy peněžní nabídka ovlivňuje vývoj akciových kurzů a zároveň představuje efektivní nástroj, který má monetární autorita k dispozici pro ovlivňování reálné aktivity,

je tedy i příčinou vzniku cenových bublin na akciových trzích? Nedochozí pouze k přehnaným reakcím účastníků akciového trhu, kdy se změna peněžní nabídky v akciových kurzech neprojeví proporcionálně, ale dojde ke vzniku (iracionální) cenové bubliny? Je vznik cenových bublin způsoben především růstem peněžní nabídky, nebo tomu tak vzhledem k výsledkům studie **Campbell, Shiller** (1988) není a cenové bubliny na akciových trzích způsobují jiné faktory?

3.4 Cenové bubliny na akciových trzích

Problematikou cenových bublin (nejen) na akciových trzích se zabývalo již mnoho autorů¹⁹ a např. podle **Tregler** (2005), lze popis cenových bublin a krizí (nejen na kapitálových trzích) najít již v Ottově obchodním slovníku. **Shiller** (2003) definuje cenovou bublinu jako období, kdy se (jinak racionální) investoři nechají zcela iracionálně nalákat k dalším investicím do akcií, protože neustále rostoucí ceny těchto aktiv v nich vzbuzují víru, že budou růst i nadále. Čím více investorů se tak nechá zlákat, tím větší budou následky prasknutí bubliny. Mnohem jednodušeji definuje cenovou bublinu **Kindleberger** (1996), jako dlouhodobý cenový nárůst, který je zakončen implozí. Podobně ji definuje i **Kohout** (2010), jako růst hodnoty akcií (příp. jiných aktiv) nezdůvodnitelným tempem o desítky až stovky procent ročně. Poněkud zjednodušeně definuje bublinu **Dillén, Sellin** (2003) či **Miyakoshi, Li, Shimada** (2007), jako rozdíl mezi aktuální tržní cenou a fundamentální hodnotou. Podobně jako znatelné odchýlení ceny aktiva od své vnitřní hodnoty (spravedlivé ceny) charakterizuje bublinu **Gladiš** (2005). Někteří autoři, jako např. **Fleckenstein, Sheehan** (2009), definují bublinu jako jev s dvojnásobnou směrodatnou odchylkou od dlouhodobého trendu (jevy s nižší směrodatnou odchylkou lze potom chápat jako korekci, pozn. autora). **Shiller** (2010) definuje spekulativní bublinu jako situaci, kdy informace o růstu cen akcií evokují investiční entuziasmus, který se šíří jako psychologická nákaza. Za základ vzniku spekulativních bublin tedy považuje tzv. iracionální exuberanci. Jeho názor tak podporuje tvrzení, že cenové bubliny jsou spojeny především se subjektivními vlivy a psychologickými faktory, které ovlivňují krátkodobé investory a spekulanty a ne ty dlouhodobé, kteří se orientují hlavně na základě fundamentů. **Komárek, Kubicová** (2011) definují bublinu jako explozivně a symetricky tvořenou odchylku tržní ceny od její fundamentální hodnoty s možností její náhlé a výrazné korekce. Jak **Kindleberger** (2000) později uvádí, bubliny často souvisejí s bankovní krizí a jsou poháněny monetární expanzí. Na základě svého výzkumu dodává, že krachy bank nepřímo korelují s hospodářským cyklem.

Dle **Kubicová, Komárek, Plašil** (2012) je bublina na trzích aktiv často způsobena psychologicky-behaviorálně determinovanými faktory, jejichž identifikace je obtížná ex ante i ex post. Např. vznik novodobé finanční krize, která byla způsobena bublinou na nemovitostním trhu v USA připisuje **Baker** (2008) právě iracionální exuberanci (neopodstatněná bujarost).

Z výše uvedeno lze předpokládat, že příčinou vzniku akciových bublin jsou tedy spíše psychologické a subjektivní faktory a že investoři se nechovají racionálně, resp. nejednají podle fundamentálních faktorů, ale spíše pudově. Jako příčiny vzniku cenových bublin

19 Např. **Kindleberger** (1996), **Shiller** (2003), **Tregler** (2005), **Kohout** (2010).

na akciových trzích uvádí **Fuchs** (2004) dle Keynesa spekulativní chování investiční veřejnosti, která se zaměřuje především na krátkodobé výnosy. Značný vliv na chování kurzů jednotlivých aktiv tak podle něj mají subjektivní faktory.

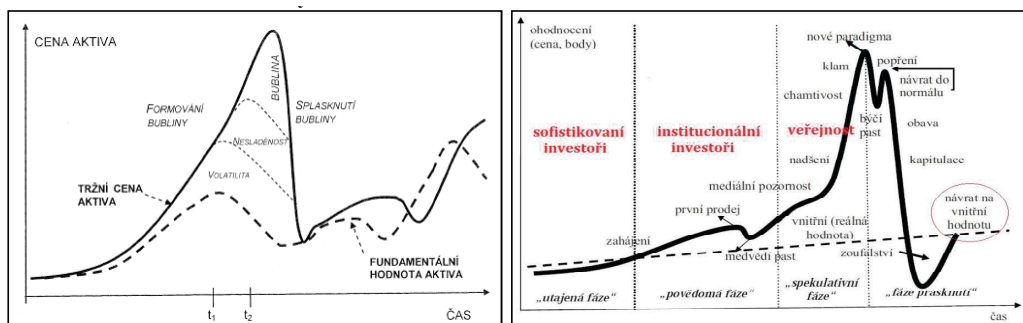
Naopak Šíma, **Lipka** (2002) považují za hlavní příčinu vzniku akciových bublin expanzivní (aktivní) monetární politiku a nadměrnou úvěrovou expanzi, které způsobují volatilitu trhu a následný vznik bubliny. To potvrzuje i **Dillén, Sellin** (2003), kteří pohledem do historie tvrdí, že nárůst cen finančních aktiv byl vždy spojen s růstem objemu úvěrů. Stejně tak považuje růst peněžní nabídky a snižování úrokových sazeb za původce akciových bublin **Douglas** (2009). Monetární politiku jako příčinu vzniku bublin uvádí i **Veselá** (2011), která dodává, že pomocí nízkých úrokových sazeb v dobách monetární expanze dochází k oživení ekonomických aktivit. Banky poskytují levnější peněžní prostředky což vede k růstu spotřeby na úkor úspor. Ekonomický systém je zaplaven levnými penězi, dochází k úvěrové expanzi a investoři směřují investice do ziskovějších odvětví. Naopak **Unieda** (2011) uvádí jako příčinu vzniku bublin fiskální politiku, resp. změnu výše a struktury veřejných výdajů a daní. Snížením přímých a nepřímých daní či růstem transferů roste disponibilní důchod obyvatelstva, kdy tyto nově nabyté peněžní prostředky mohou (ale nemusí, pozn. autora) být použity na kapitálovém trhu.

Peněžní nabídku za faktor, pomocí kterého lze predikovat nadhodnocení akciového trhu považoval např. **Crespo** (2010). Rovněž **Alatiqi, Fazel** (2008) považují peněžní nabídku za faktor, který významně působí na vznik akciových bublin. V tomto okamžiku si lze položit otázku, zda jsou akciové trhy efektivní či nikoli. Podle teorie efektivních trhů totiž cenové bubliny neexistují. Dle **Kohouta** (2009), na takovém trhu ani nemohou vzniknout, protože bublina je iracionálním jevem a iracionalita je v rozporu s tvrzením o efektivitě. Na skutečně efektivním trhu tak podle něj žádná bublina nikdy vzniknout nemůže. Podobný názor zastávali již **Friedman** (1969) či **Fama** (1965), kteří uvádějí, že spekulanti se chovají racionálně a stabilizují tak cenu. Stejně tak sofistikování investoři nedovolí bublině vzniknout. Dle **Kohouta** (2010) trh zaručeně efektivní není v okamžiku, kdy se na něm objeví bublina, obrácená bublina (psychologický šok) nebo nevyspělost.

Tvrzení **Fuchse** (2004) o vlivu subjektivních faktorů a „pudovém chování“ korespondují s **Grannisem** (2010), který odmítá proporcionální vztah mezi změnou peněžní nabídky a vývojem cenové hladiny. Lze předpokládat, že v určitém okamžiku, kdy již investoři dosáhli stanovených cílů, uzavírají své pozice a i přes růst peněžní nabídky dochází k poklesu akciových kurzů, který může být navíc urychlen a podporován uzavíráním tzv. *stop loss příkazů* a obavami z nadměrné monetární expanze a jejich důsledků. Zde je tedy opět další argument, resp. nesouhlas s **McCandless, Weber** (1995) o lineárním vztahu mezi peněžní nabídkou a akciovými kurzy. Tvrzení **Grannise** (2010) lze vyložit i tak, že peněžní nabídka ovlivňuje akciové kurzy pouze do určité míry, jakmile investoři začnou pociťovat, že tržní cena až příliš přesahuje vnitřní hodnotu (viz výše dvojnásobná směrodatná odchylka od dlouhodobého trendu, jak uvádí **Fleckenstein, Sheehan** (2009)), začnou v obavě před splasknutím bubliny prodávat a Kindlebergerova imploze je na světě. Podobné stanovisko (i když silnější povahy) zaujímá **Shiller** (2010), který tvrdí, že expanzivní monetární politika nepatří mezi konzistentní faktory cenových boomů investic. Ve svém tvrzení se opírá o **Posen** (2003), který ve své studii uvádí, že z 38 kvantitativních

uvolňování, které proběhly v letech 1970–1998, pouze 12 z nich mělo za následek boom (nadměrný růst cen) na akciových trzích v průběhu následujících 36 měsíců.

Jak uvádí **Tregler** (2005), cenové bubliny se mohou objevit prakticky na jakémkoliv trhu. To potvrzuje historický výskyt cenových bublin např. na trzích s tulipány, pozemky, zlatem, cukrem, dluhopisy, akciemi. I přesto, že se jedná o značně odlišné trhy, průběh cenových bublin je na všech trzích do značné míry podobný. Vývoj cenové bubliny na akciovém trhu rozděluje **Kindleberger** (1996) do pěti základních fází – prvotní impulz, konjunktura (související s úvěrovou expanzí), euforie (viz. **Shiller** (2010) a iracionální exuberance), kritická fáze (začátek finančního vyčerpání), panika (znehucení). Podobně charakterizuje průběh bubliny i **Rodrigue** (2006), který rozděluje průběh na čtyři základní fáze – utajená fáze, povědomá fáze, spekulativní fáze a fáze prasknutí. První tři fáze se liší typem investorů, kteří na základě dostupných informací a celkového sentimentu trhu, otevírají pozice a nakupují cenné papíry. V utajené fázi vystupují tzv. sofistikovaní investoři, jež jsou jako první schopni identifikovat tržní příležitost. V povědomé fázi přichází na trh konkrétního aktiva banky a jiné investiční instituce. Ty jsou typické velkými objemy finančních prostředků. Třetí fáze přiláká pozornost veřejnosti a médií. Poslední fáze je společná všem, přičemž reflektuje situaci prasknutí bubliny a boj investorů o ochranu svého kapitálu. Vznik a formování bubliny, včetně situace po dosažení vrcholu a prasknutí bubliny zachycuje obrázek 6.



Obr. 6: Formování bubliny

Zdroj: Kubicová, Komárek, Plašil (2012), Rodrigue (2006)

Jak uvádějí **Kubicová, Komárek, Plašil** (2012), zpočátku se tržní cena pohybuje okolo své fundamentální hodnoty a od okamžiku t_1 lze hovořit o nesladěnosti cen aktiv, která vyvrcholí v čase t_2 , od kterého je cena výrazně nerovnovážná, tzn., jedná se o bublinu.

Ať již investor patří mezi zastánce teorie efektivních trhů či nikoliv, jedno je jasné. Cenové bubliny na akciových trzích existují, existovaly a s velkou pravděpodobností i existovat budou (pozn. podobné stanovisko zaujímá i **Posen** (2003)). Např. na vývoji akciových trhů ve 20. a 21. století lze identifikovat několik bublin, např. USA 1929, Japonsko a Rakousko koncem 80. let, Asie 1997, USA 2000, Švédsko 2000, Finsko 2000, Čína 2007, USA 2007/2008. Jak bylo uvedeno, **Tregler** (2005) definuje cenovou bublinu jako růst ceny akcií nad svoji vnitřní hodnotu. Jeho tvrzení podporuje výzkum **Baker** (2008), podle kterého byla velikost cenové bubliny (nahodnocení) na americkém akciovém trhu

v roce 2000, tzn. před splasknutím bubliny *Dot.com*, 7,79 až 13,64 biliónu dolarů. Problematice cenových bublin v novodobé historii, tzn. obdobím finanční krize se zabývali např. **Deev, Kajurová, Stavárek** (2012), **Alatiqi, Fazel** (2008), **Jiang et al.** (2009) či **Hanousek, Novotný** (2012), kteří potvrzují růst volatility trhu v době finanční krize. Jako příčiny finančních krizí uvádí **Cecchetti** (2011) růst bankovních rezerv, kdy banky ze strachu udržovaly vysokou hladinu rezerv, aby se sami nedostaly do problémů s likviditou, což mělo za následek neochotu poskytování půjček i na mezibankovním trhu.

Za vznik cenových bublin (přínejmenším za tu nemovitostní, pozn. autora) v USA bývá označován Alan Greenspan, který byl kritizován za to, že v průběhu rostoucího akciového trhu na konci devadesátých let neudělal nic, co by mohlo zpomalit nebo zastavit jeho vývoj a vznik cenové bubliny. **Greenspan** (2002), ale na svoji obranu uvádí, že je velmi obtížné identifikovat bublinu v období jejího vzniku. Podobné stanovisko zaujímá i Čadil (2009) či **Ito** (1994), který využívání monetární politiky nepovažuje za vhodný nástroj pro řešení těchto problémů. Podobné stanovisko zaujímá i **Kubicová, Komárek, Plašil** (2012) či **Deev, Kajurová, Stavárek** (2012), kteří uvádějí, že právě identifikace bubliny ex ante i dokonce ex post je pomocí tradičních kvantitativních metod obtížná a relativně nespolehlivá. Stejně tak **Posen** (2006) nepovažuje monetární politiku za příliš vhodný nástroj k omezení vznikající bubliny či eliminaci následků jejího prasknutí. Greenspan byl např. obviněn Paulem Krugmanem, že je jedním z viníků novodobé finanční krize. Toto nařčení mohlo být způsobeno i tím, že jak sám **Greenspan** (2004) později uvádí, není zřejmé, zda by aktivní politika centrální banky namířená proti vzniku cenové bubliny nezpůsobila ekonomice větší škody než její přirozené splasknutí doprovázené uvolněnou měnovou politikou. Později **Greenspan** (2010) podporuje názor vypořádat se až s následky splasknutí bubliny (*clean afterwards*), tzn. až praskne a je jasné, že šlo skutečně o bublinu. Autor dále argumentuje tím, že zpřísnění monetární politiky, jako reakce na bublinu není nízkonákladovým ani nízkorizikovým způsobem reakce. Naproti tomu, jak uvádí **Polouček** (2009), aktivnější přístup při tlumení cenových bublin zastávají zástupci Evropské centrální banky. Dle **Trichet** (2005) mají prudké výkyvy na trzích aktiv vážné důsledky pro cenovou a finanční stabilitu ekonomiky. **Issing** (2003) je konkrétnější a uvádí, že centrální banka by neměla být jedním z těch, kteří pasivně přihlížejí, jak ceny některých aktiv dosahují iracionálních úrovní. Hlavní úlohu centrální banky shledává v tom, aby vyjadřovala své znepokojení a pomocí přesvědčivých argumentů donutila ekonomické subjekty, aby změnily své chování a očekávání (oficiální tiskové zprávy, mimořádné zasedání, změna úrokových sazeb). Zastánci ještě více aktivní politiky centrální banky jsou **Kent, Lowe** (1997), kteří tvrdí, že centrální banka by měla při vzniku cenové bubliny na kterémkoli trhu aktiv okamžitě zpřísnit měnovou politiku, i když tímto krokem může dojít ke krátkodobému podstřelení inflačního cíle a zpomalení ekonomického růstu. Jak dodávají, kdyby centrální banka nechala cenovou bublinu plně rozvinout a ta posléze praskla, došlo by k mnohem výraznějšímu a dlouhodobějšímu poklesu ekonomické aktivity i cen aktiv. S tímto tvrzením se ztotožňuje i **Kohout** (2010), který uvádí, že pokud nastane finanční či jiná krize a centrální banka bude muset řešit problém, zda upřednostní boj proti inflaci nebo proti krizi, inflace bude vždy až druhou prioritou.

Obtížnou identifikaci vznikající bubliny *ex post* i *ex ante* potvrzuje i **Kohout** (2009) a uvádí, že mezi faktory, které signalizují vznikající bublinu a, že je lepší trh raději opustit, lze zařadit pouze:

- velmi vysoký poměr P/E (viz. **Shiller** (2010) či **England** (2003)),
- nepřiměřený nárůst trhu (tržní kapitalizace) během předchozích pěti až deseti let.

Jako další faktory uvádí nadměrně vysoký objem poskytnutých bankovních úvěrů (lze srovnat již s představiteli Rakouské školy) a vysoké ceny nemovitostí, které by sami o sobě nevadily, ale indikují právě nadměrné objemy úvěrů. **Kohout** (2007) k tomu dodává, že ceny akcií nerostou díky růstu zisků a dalších fundamentů (včetně peněžní nabídky), ale motorem je pouze psychologie a dostatek peněz, kdy investoři díky rostoucí peněžní nabídce disponují více prostředky než jsou schopni racionálně umístit. Za další indikátory formující se bublinu lze považovat i to, že začíná obchodovat stále více (i méně sofistikovaných) investorů, o investování se baví široká veřejnost, roste sebevědomí účastníků (**Lord, Ross, Lepper** (1979) tento jev nazývají *illusion of knowledge*), dochází k nadměrnému růstu objemů obchodů a „raketovému“ růstu cen. Podobné stanovisko zaujímá i **Kubicová, Komárek, Plašil** (2012), kteří uvádějí, že nadměrný optimismus ekonomických subjektů může vést k devastaci racionálního vyhodnocování konkrétní situace a nadměrnému přebírání rizika, které se naplno projeví právě v době poklesu ekonomického růstu, resp. v době prasknutí bubliny. Jako další signalizátory vznikající cenové bubliny na trzích cenných papírů uvádějí **Sheinkman, Xiong** (2003) vysoký objem obchodů a cenovou volatilitu.

Nyní, když byla definována cenová bublina, si lze položit jednoduchou otázku. Pokud **Tregler** (2005) uvádí, že cenová bublina představuje růst ceny akcií, které nelze vysvětlit fundamentálními ukazateli (v tomto případě tedy i peněžní nabídkou), neodpovídá tak předčasně na to, že peněžní nabídka není příčinou vzniku cenových bublin? Resp. nelze k podobnému závěru dospět např. i z tvrzení **Posen** (2003), **Grannis** (2010) či **Shiller** (2010)? Stejně tak **Campbell, Shiller** (1988) uvádí, že vývoj akciových kurzů je dán z 27 % změnou fundamentálních faktorů. Je tedy peněžní nabídka opravdu globálním fundamentálním faktorem, který ovlivňuje vývoj akciových trhů, příp. vznik cenových bublin na těchto trzích?

Na druhou stranu **Dillén, Sellin** (2003) analýzou finanční krize z roku 1929 přišli se zajímavými objevy ve vztazích mezi monetární politikou a akciovými kurzy:

- monetární politika hraje rozhodující roli ve vývoji akciových trhů,
- pro centrální banky je těžké vyhnout se kritice²⁰ (viz kritika A. Greenspana za jeho nečinnost),
- nedostatky v provádění monetární politiky mohou způsobit pád nejen kapitálového trhu, ale i propad celé ekonomiky.

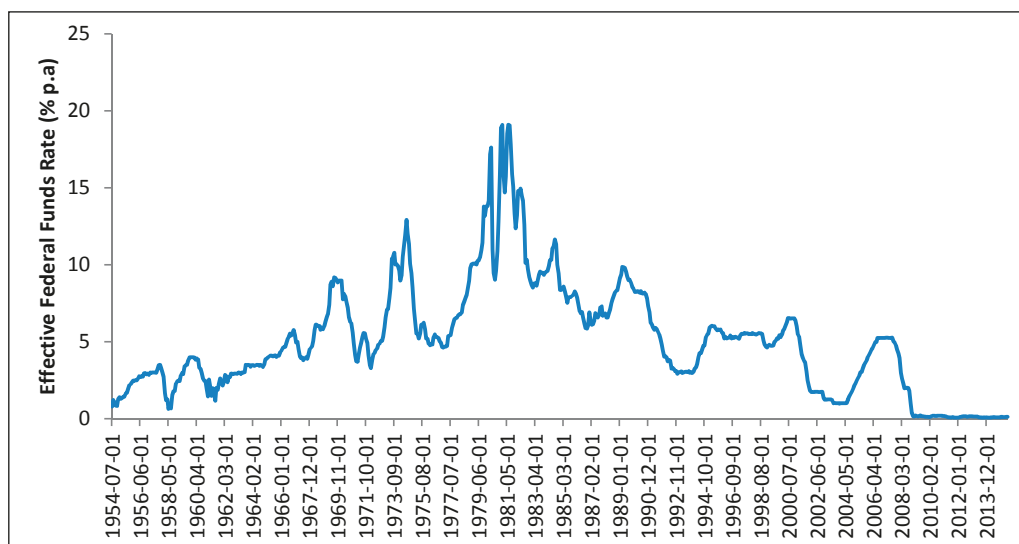
Z výše uvedeného je zřejmé, že odpovědět na otázku, zda je (nadměrný) růst nominální peněžní nabídky v ekonomice primárním faktorem vzniku akciových bublin, není vůbec jednoduché. Pokud bychom vycházeli z tvrzení **Tregler** (2005), **Campbell, Shiller** (1988),

20 Jak autoři uvádějí, „čím dříve a efektivněji centrální banky jednají, tím obtížnější je pro ně dokazovat, že docházelo k vytrhávání cenové bublin“. (**Dillén, H., Sellin, P.**, 2003, str. 127).

Posen (2003) či **Grannis** (2010), lze usuzovat, že peněžní nabídka není hlavní příčinou vzniku akciových bublin. Proti tomuto tvrzení ovšem vystupuje **Dillén, Sellin** (2003), či **Šíma, Lipka** (2002) svými studiemi.

Kohout (2010) nazývá stav, kdy je praktikovaná nadměrná expanzivní monetární politika „věkem hojnosti“, či „zlatým věkem“. Jak dodává, měnové či bankovní krize mívají zpravidla stejný průběh, kdy poměrně dlouhou dobu a rychlým tempem roste objem úvěrů a vlivem určitého šoku dojde k zastavení dalšího úvěrování. To potvrzuje ve svém výzkumu **Holt** (2009), který za původce nemovitostní bubliny, která se později rozšířila i na akciový trh, považuje nízké úrokové sazby (levné hypotéky) a možnost levných spekulativních pákových obchodů na akciových trzích. Podobný názor zastávají i **Liebowitz** (2008) či **Sowel** (2009), kteří jako významný faktor vzniku nemovitostní bubliny uvádějí vládní vlivy, resp. slabé standardy a zákonná opatření či metodiky při hypotečním úvěrování, které vedly k silnému nárůstu hypotečních defaultů při růstu úrokové sazby a následném poklesu cen nemovitostí. Nedostatek likvidity na finančních trzích vede k nárůstu úrokových sazeb. Centrální banky tedy preventivně sníží úrokové sazby, čímž dodají trhu likviditu a odvrátí recesi. Takto praktikovaná monetární politika má za následek dlouhodobě rostoucí objem peněz v ekonomice. V tomto okamžiku se tak nacházíme zpět u tvrzení **Hayeka** (1978), kdy nově vytvořená likvidita bude využita pro investice, které by se normálně jevily jako nedosažitelné.

Jak vyplývá z výše uvedeného textu, je jasné, že monetární politika centrální banky ovlivňuje akciový trh, který **Maskay** (2007) řadí mezi významné determinanty vývoje ekonomiky. Ale, jak uvádí i **Zamrazilová** (2010), **Bjørnland, Leitemo** (2009) či **Dillén, Sellin** (2003), je nutné zabývat se i tím, jakým způsobem ovlivňují ceny aktiv monetární politiku a úvěrování, resp. jakou roli by měla hrát cena aktiv při nastavování monetární politiky. Jak uvádí **Tregler** (2005), dopad cenových bublin vzniklých na akciových trzích



Obr. 7: Vývoj základní úrokové sazby v USA, 1954–2014.

Zdroj: FRED (2015)

na ekonomiku je značný a v ekonomice s rozvinutým akciovým trhem by centrální banka při rozhodování o nastavení měnové politiky měla vzít v potaz aktuální situaci na akciovém trhu.

Existence cenových bublin na akciových trzích jednoznačně dokazují neefektivitu takových trhů. Mezi autory neexistuje jednoznačný soulad na to, co je a není významným determinantem vzniku akciových bublin (zda jsou to spíše subjektivní, resp. psychologicko-behaviorální faktory, nebo spíše fundamentální vlivy jako např. úrokové sazby, peněžní nabídka, inflace, atp.). Jak bylo uvedeno, někteří autoři (např. **Fuchs** (2004), **Kohout** (2007), **Shiller** (2010), **Grannis** (2010)) tvrdí, že akciové bubliny jsou způsobeny především spekulativním chováním a psychologii až hamižností jednotlivce a spojují vznik bublin s půdovým jednáním, kdy každý účastník chce dosáhnout maximálního zisku a začne (slepě) následovat ostatní investory. V okamžiku prasknutí bublin potom dochází k masivním výprodejům, ve snaze zachránit co jde. S jinými než fundamentálními faktory tedy nemusí být spojen pouhý vznik bubliny, ale i její prasknutí. Jiní autoři (např. Šíma, Lipka (2002), **Dillén**, **Sellin** (2003), **Douglas** (2009)) naopak tvrdí, že původcem akciových bublin je přílišný růst peněžní nabídky a úvěrová expanze. Vybraní autoři (např. **Posen** (2003), **Campbel**, **Shiller** (1988)) zase uvádějí, že vliv změny peněžní nabídky na vznik akciových bublin je pouze částečný. I proto je cílem empirické části práce stanovit jaký je vliv změny nominální peněžní nabídky na vznik cenových bublin na americkém akciovém trhu.

4 ANALÝZA VLIVU PENĚŽNÍ NABÍDKY NA VÝVOJ AKCIOVÝCH TRHŮ

Z teoretického hlediska a provedené literární rešerše vyplývá, že mezi peněžní nabídkou a cenovou hladinou existuje úzký, až lineární vztah. Budeme-li vycházet z tohoto teoretického předpokladu, tzn., že s růstem nominální peněžní nabídky dochází k růstu inflace, měla by se změna nominální peněžní nabídky odrazit i ve změně cen finančních aktiv (v tomto případě akcií). Z publikovaných studií lze, ale dojít k závěru, že mezi autory panuje nesoulad ve vlivu peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů, příp. na vznik cenových bublin. Jak bylo uvedeno, někteří autoři odhalili kauzální vztah mezi změnou peněžní nabídky a akciovými kurzy, jiní ne. Stejně tak, někteří autoři považují peněžní nabídku za hlavní determinant vzniku akciových bublin, jiní tento fakt přisuzují spíše psychologii a subjektivnímu rozhodování jednotlivce.

Tato část práce bude zaměřena na provedení dílčích empirických analýz, které budou sloužit k naplnění stanoveného cíle práce a přijetí nebo zamítnutí stanovených výzkumných hypotéz.

4.1 Analýza peněžní nabídky a akciových kurzů

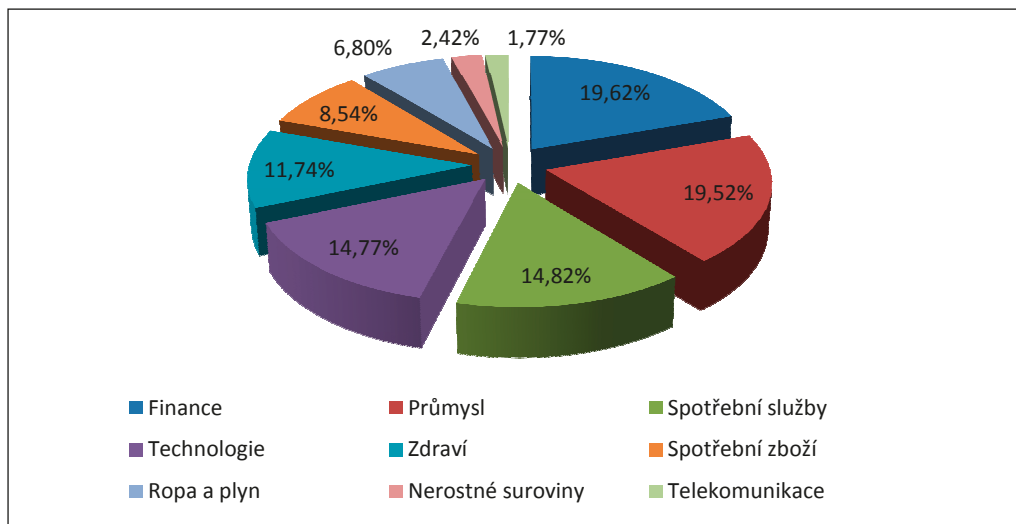
V první části empirické analýzy je sledován historický vývoj nominální peněžní nabídky a vývoj akciových kurzů ve Spojených státech amerických. Uvedený trh byl vybrán na základě jeho podílu na globální tržní kapitalizaci, kdy se dle **WFE** (2015) americký kapitálový trh podílí cca. 47% na globální tržní kapitalizaci. Peněžní nabídka bývá ztotožňována s různými peněžními agregáty a pro potřeby této práce bude zastoupena peněžními

agregáty M2 a MZM. Širší agregát M2 využívají ve svých analýzách např. **Sorensen** (1982), **Husain, Mahmood** (1999) či **Maskay** (2007). Využití peněžního agregátu MZM při akciových analýzách doporučují např. **Croushore** (2006) či **Shostack** (2003). Využitím tohoto agregátu tak dojde rovněž k obohacení dané problematiky, protože většina autorů při svých analýzách využívá zpravidla standardní agregáty M1, M2 či M3.

Americký akciový trh je zastoupen akciovým indexem Dow Jones Industrial Average (DJIA). Tento benchmark je vybrán především z důvodu jeho globálního významu na kapitálových trzích a proto, že bývá považován za indikátor nálady na světových trzích. Index DJIA se skládá ze 30 společností s největší tržní kapitalizací a objemem obchodů, obchodovaných na Newyorské burze. Přestože má v sobě tento index slovo „průmyslový“, tvoří toto odvětví přibližně ¼ tohoto indexu.

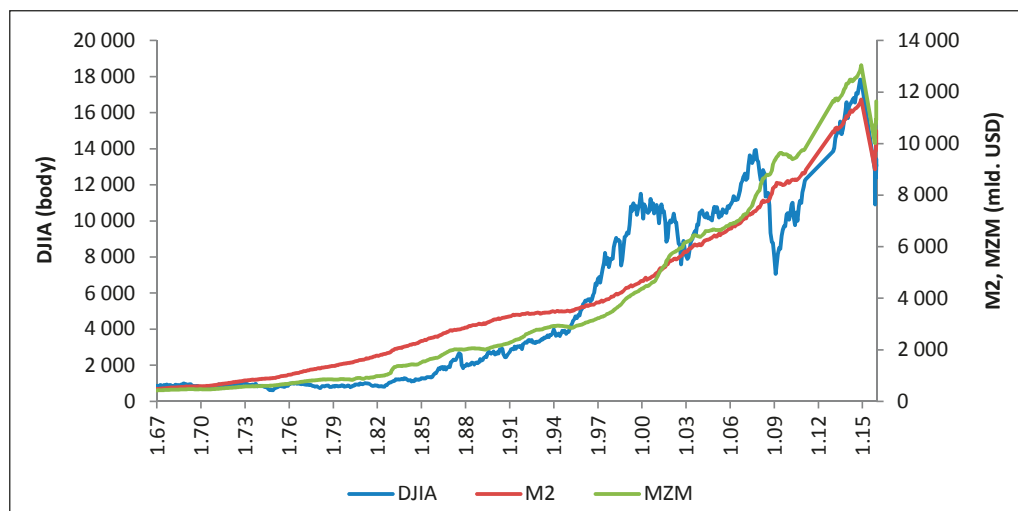
Jako benchmark vývoje nominální peněžní nabídky slouží širší peněžní agregát M2 a peněžní agregát MZM (money with zero maturity), tak jak je definuje Americká centrální banka (FED). Následující graf zachycuje vývoj peněžní nabídky měřený právě těmito peněžními agregáty a vývoj indexu DJIA v USA od roku 1967 do konce roku 2014.

Analýzou tohoto vývoje lze dospět k závěru, že dochází k neustálému navyšování peněžní nabídky, což je plně v souladu s **Dwyer, Hafer** (1999) a **Williams** (2011). Při výpočtu průměrného měsíčního tempa růstu na základě řetězových indexů bylo zjištěno, že průměrné měsíční tempo růstu nominální peněžní nabídky měřené agregátem M2 ve sledovaných letech 1967–2014 činilo 0,5548%, resp. 0,5974% u agregátu MZM. Průměrné měsíční tempo (koeficient) růstu indexu DJIA za stejné časové období činilo 0,5306%. Na základě průměrného měsíčního tempa růstu, lze tvrdit, že nominální peněžní nabídka opravdu neustále roste (do poloviny roku 2001 množství peněz v ekonomice měřené agregátem M2 převyšovalo agregát MZM). Pokud bychom ovšem změřili tempo růstu na základě bazického indexu (vzhledem k výchozímu období roku 1967),



Obr. 8: Sektorové složení indexu DJIA v USD, k 30. 6. 2015

Zdroj: DJINDEXES (2015)



Obr. 9: Vývoj indexu DJIA a nominální peněžní nabídky

Zdroj: Yahoo! Finance (2015), FED (2015)

činilo tempo růstu nominální peněžní nabídky měřené agregátem M2 2 308 % (cca 6,85 % p.a.), resp. 2 972 % (cca 7,39 % p.a., zde se projevuje výraznější tempo růstu ve srovnání s agregátem M2 od poloviny roku 2001) u peněžního agregátu MZM. Průměrné bazické tempo růstu indexu DJIA činilo 1 997 % (cca 6,54 % p.a.). Tempo růstu akciového indexu je logicky nižší než tempo růstu peněžní nabídky, z důvodu volatility trhu a propadů trhu z důvodu existence akciových bublin. Výrazný propad (o více než 46 %) trhu z přelomu roku 2007/2008 po odražení ode dna v únoru 2009 vzrost o více než 150 % a koncem roku 2014 byl akciový index ještě o 34 % silnější než na vrcholu před propadem koncem roku 2007.

Následující tabulka souhrnně zachycuje vývoj nominální peněžní nabídky a akciového indexu v USA v letech 1967–2014.

Tab. VI: Tempo růstu peněžní nabídky a akciového trhu

Proměnná	Průměrné měsíční tempo růstu (řetězový index)	Měsíční tempo růstu (bazický index)	Průměrné roční tempo růstu
DJIA	0,53%	1 997%	6,54% p.a.
M2	0,55%	2 308%	6,85% p.a.
MZM	0,60%	2 972%	7,39% p.a.

Zdroj: vlastní výpočty dle FED (2015), Yahoo! Finance (2015)

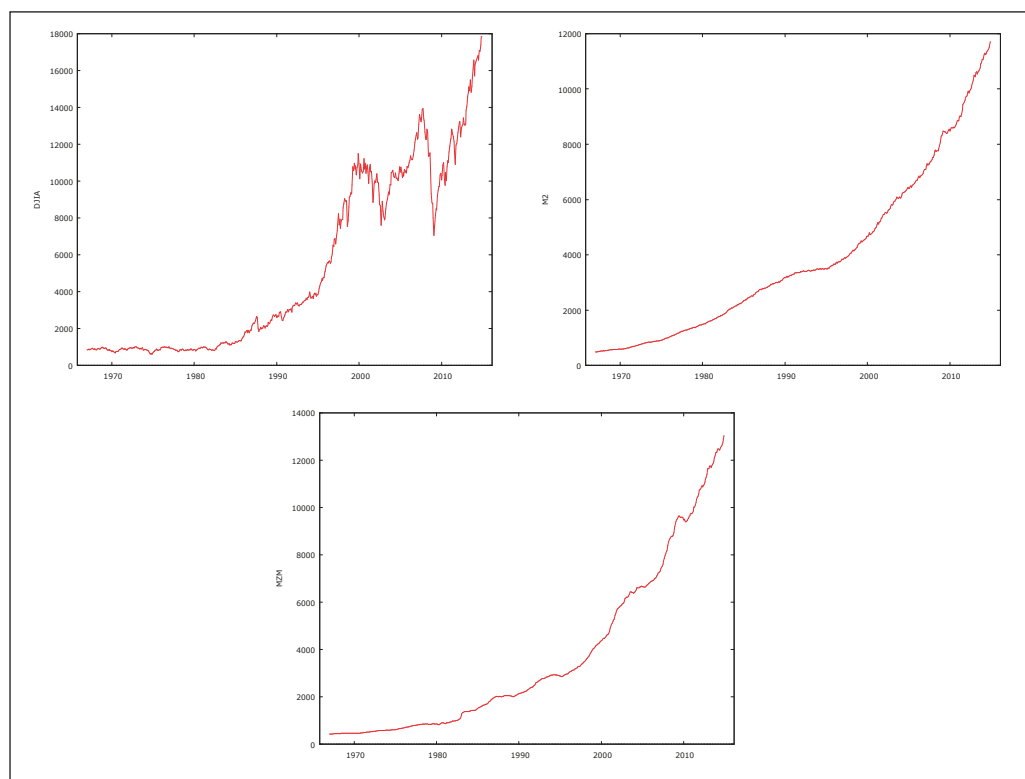
Uvedené hodnoty deklarují přibližně stejný vývoj akciového indexu a nominální peněžní nabídky. K tomuto závěru, lze dojít i na základě výše uvedeného grafu, kdy dochází k rovnoměrnému vývoji akciového indexu (s výjimkou krizových období) a nominální peněžní nabídky. Pouze v okamžiku, kdy je index DJIA výrazně nad křivkami nominální peněžní nabídky dochází ke vzniku cenových bublin (1998–2000, 2005–2008), jejichž následným prasknutím se akciový index přibližuje vývoji nominální peněžní nabídky.

Z grafické analýzy či průměrného měsíčního tempa růstu lze usuzovat, že mezi změnou nominální peněžní nabídky a vývojem akciových kurzů existuje úzký vztah, který se blíží vztahu lineárnímu, který definuje např. **Rolnick, Weber** (1994), **Dwyer, Hafer** (1999), **Battini, Nelson** (2002).

Ještě před vlastní analýzou vlivu změny nominální peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů jsou charakterizovány popisné statistiky zkoumaných časových řad (podobný postup využívá při akciových analýzách např. **Kandir** (2008), **Kumar** (2011), **Širůček** (2012)). Vstupní data tvoří okamžikové časové řady v měsíční frekvenci od ledna 1967 do prosince 2014, pokrývají periodu 48 let a celkově se jedná o 576 pozorování.

Tab. VII: *Popisné statistiky*

	stř. h.	medián	min	max	sm. odch.	var. koef.	šikmost	špičatost
DJIA	5245,5	2881,4	607,87	17828,2	4836,7	0,9221	0,6949	-0,9293
M2	3876,6	3292,3	483,6	11714,4	2954,6	0,7622	0,8841	-0,1735
MZM	3680,6	2255,8	424,5	13042,5	3468,5	0,9424	1,0774	-0,0092



Obr. 10: *Dataset graf vybraných proměnných*

Zdroj: FED (2015), FRED (2015c, 2015d), Yahoo! Finance (2015), upraveno autorem

Na základě těchto statistik lze tvrdit, že se jedná o kladnou asymetrii (hodnoty koeficientu šikmosti konvergují k jedné) a mírnou podnormální špičatost (mírně záporné hodnoty). Poměrně vysoké hodnoty variačního koeficientu deklarují vysokou míru variability (měnlivosti) časových řad, což je vzhledem k použitým proměnným logické. Následující grafy zachycují vývoj jednotlivých časových řad, ze kterých je patrný lineární trend vývoje peněžní nabídky a cyklické vlivy vzniku a splasknutí cenových bublin na akciovém trhu především v letech 2000 a 2008.

Provedená analýza potvrdila trendový růst akciového indexu DJIA, který byl narušen pouze krátkodobými anomáliemi trhu, jako např. nárůstem trhu před jeho prasknutím v roce 2000 či na přelomu let 2007 a 2008. V případě nominální peněžní nabídky lze hovořit téměř o lineárním trendu jejího vývoje, která výraznější změny zaznamenala především v posledních 10–15 letech. Následující část práce je tedy věnována bližší analýze vlivu nominální peněžní nabídky na vývoj amerického akciového indexu.

4.1.1 Vztah peněžní nabídky a amerického akciového trhu

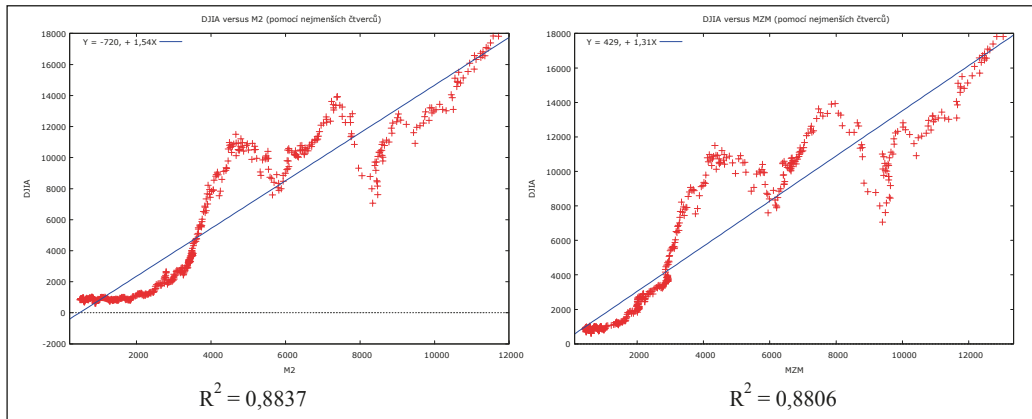
Základním nástrojem pro zkoumání vzájemného vztahu dvou proměnných je korelační analýza a při provádění akciových analýz ji doporučuje např. **McCandless, Weber** (1995). Zabývat se vzájemným (oboustranným) vztahem doporučuje i **Zamrazilová** (2010). Tento vzájemný vztah je sledován pomocí Pearsonova korelačního koeficientu, tak jak byl definován v metodice práce.

Tab. VIII: *Korelační matice*

	DJIA
M2	0,9401
MZM	0,9384

Z provedené korelační analýzy jednoznačně vyplývá silná míra vzájemné závislosti, což koresponduje i s výše dosaženými výsledky, které sledovaly průměrné tempo růstu nominální peněžní nabídky a akciového indexu. Z dosažených výsledků je ovšem zajímavé, že vyšší hodnota korelačního koeficientu je u nominální peněžní nabídky měřené peněžním agregátem M2, zatímco **Shostack** (2003) doporučuje k provádění akciových analýz využívat peněžní agregát MZM, z důvodu jeho rychlé likvidity a schopnosti rychle působit na vývoj akciových kurzů. Vyšší míra determinace mezi nominální peněžní nabídkou měřenou agregátem MZM a indexem DJIA ovšem pomocí metody nejmenších čtverců potvrzena nebyla.

Vzhledem ke skutečnosti, že mezi změnou nominální peněžní nabídky a reakcí akciového trhu může dojít k časovému zpoždění, je využita i tzv. opožděné korelace, kterou doporučuje provádět např. **Hindls a kol.** (2007). Změna cenové hladiny (inlace) v závislosti na změně nominální peněžní nabídky se v USA projeví přibližně s 2letým zpožděním. U akciového trhu lze předpokládat rychlejší reakci na změnu nominální peněžní nabídky. Přesto je opožděná korelace provedena s 1, 3, 6, 12, 18, 24, 30 a 36 měsíčním zpožděním (řád zpoždění byl zvolen i s ohledem na **Posen** (2003) a výsledky jeho studie).

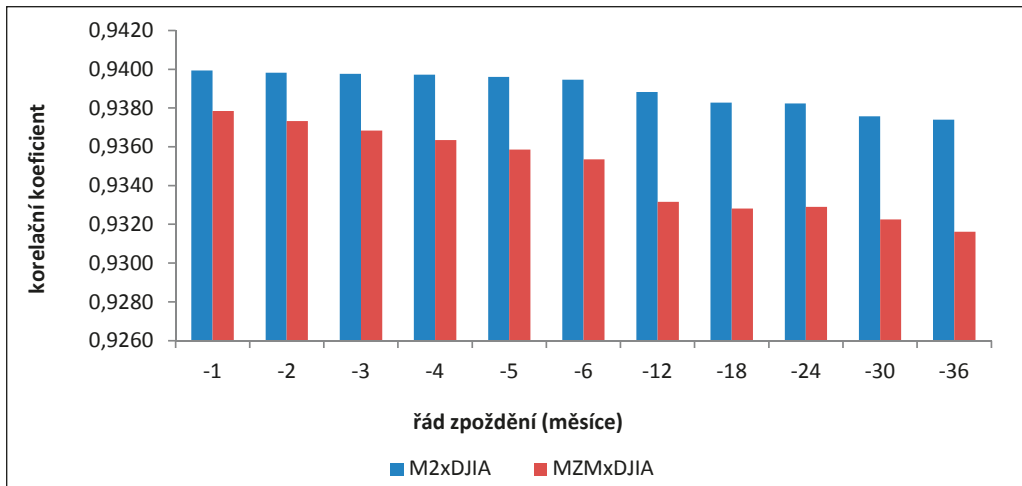


Obr. 11: Akciový index a nominální peněžní nabídka pomocí metody OLS

Tab. IX: Korelační koeficienty, opožděná korelace

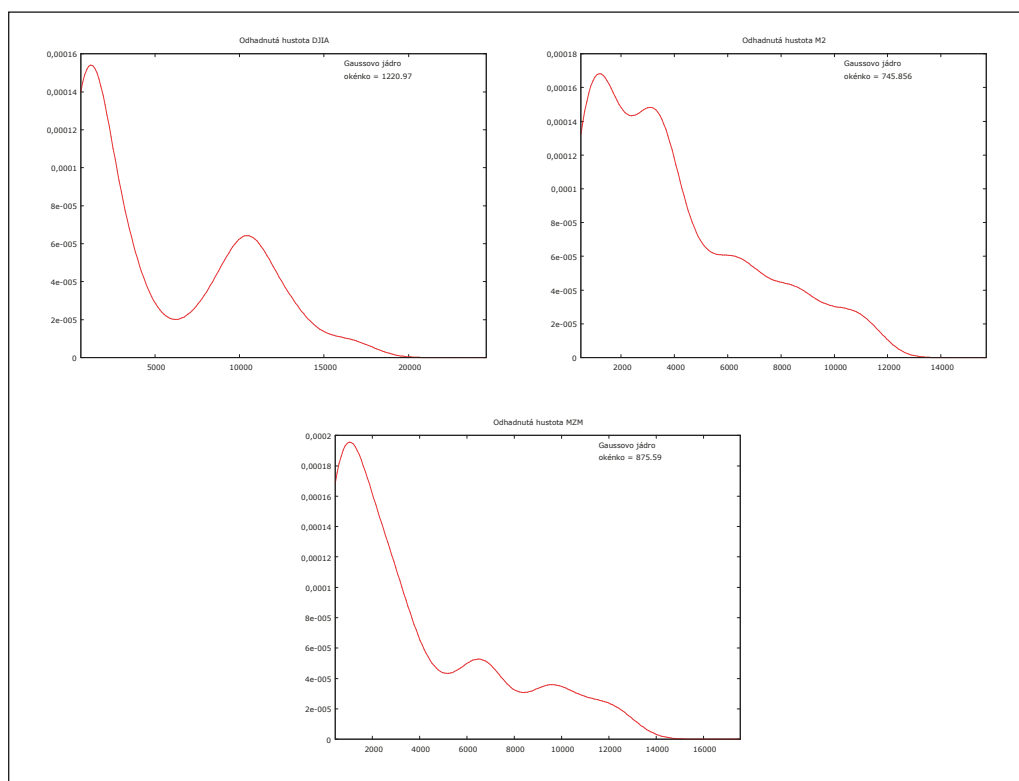
	řád zpoždění, měsíců										
DJIA	1	2	3	4	5	6	12	18	24	30	36
M2	0,9399	0,9398	0,9398	0,9397	0,9396	0,9395	0,9388	0,9383	0,9382	0,9376	0,9374
MZM	0,9378	0,9373	0,9368	0,9364	0,9359	0,9354	0,9332	0,9328	0,9329	0,9323	0,9316

Z provedené analýzy jasně vyplývá, že s růstem řádu zpoždění dochází k velmi mírnému, postupnému snižování hodnoty korelačního koeficientu, což je v rozporu s **Bernake, Laubach, Mishkin, Posen** (1999), dle kterých se změna nominální peněžní nabídky projeví ve změně inflace (tzn., měla by se projevit i v inflaci finančních aktiv) s dvouletým zpožděním. Při aplikaci zpoždění jsou nicméně rozdíly dosažených hodnot korelačních koeficientů tak nízké, že v případě prosté korelační analýzy nemá význam uvažovat zpožděnou reakci akciového indexu DJIA na změnu peněžní nabídky.



Obr. 12: Korelogram proměnných při aplikaci zpoždění

I přes vysoké hodnoty vypočtených korelačních koeficientů, které značí silnou míru vzájemné závislosti (resp. nezávislosti v krizovém období) je nutné rozhodnout, zda se jedná o závislost skutečnou nebo pouze zdánlivou, vyvolanou stejným průběhem trendů nebo jinými vlivy. Této skutečnosti doporučuje věnovat pozornost i **Artl** (1997), který doporučuje zaměřit se na analýzu reziduí. Proto je dalším krokem bližší analýza reziduí lineárního regresního modelu, pomocí které, na základě Durbin-Watsonova testu bude potvrzena nebo zamítnuta nulová hypotéza o normálním rozdělení, tzn. zda proměnné mají nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl. Rozhodnout o tom, zda mají uvažované proměnné charakter normálního rozdělení, lze i pomocí grafické analýzy.



Obr. 13: *Hustota uvažovaných proměnných*

V tomto případě je již pouhým pohledem na uvedené grafy zřejmé, že uvažované proměnné nemají charakter normálního rozdělení, resp. nedosahují nulové střední hodnoty a konstantního rozptylu. Jako potvrzení slouží i provedený Durbin-Watsonův test, jehož výsledky jsou uvedeny v následující tabulce.

Tab. X: *Analýza reziduí pomocí OLS metody*

	R^2	p-value	DW statistika
M2	0,8837	0,0000	0,0295
MZM	0,8806	0,0000	0,0287

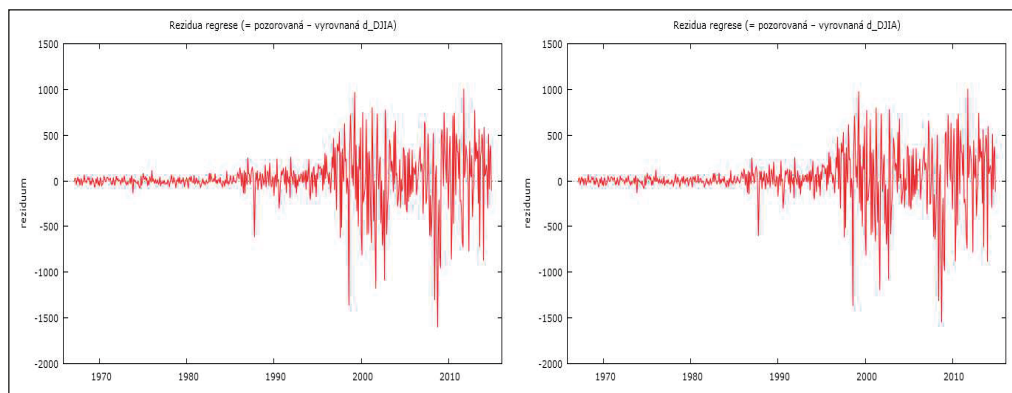
Znamená to tedy, že se nejedná o skutečnou funkční závislost, ale pouze o zdánlivou regresi, protože jak uvádí **Phillips** (1986), DW statistika při zdánlivé regresi konverguje k nule, a při skutečné závislosti proměnných konverguje k nenulové hodnotě. Navíc hodnota koeficientu determinace je vždy vyšší na zjištěná hodnota Durbin-Watsonovi statistiky, což dle **Granger, Newbold** (1974) opět značí autokorelaci hodnot.

Vzájemná autokorelace hodnot je s největší pravděpodobností způsobena trendovou složkou, kterou obsahují všechny uvažované časové řady a která je patrná z obrázku č. 9. Navíc se díky tomuto charakteru časových řad nejedná o časové řady stacionární, kdy dle **Artl** (1998) je stacionární charakter dat významným předpokladem provádění analýzy časových řad. Provedená analýza tedy potvrzuje, jak uvádí **Pošta** (2010), že burzovní indexy, resp. ceny akcií obsahují stochastický trend a jsou tedy nestacionární. Při využití takovýchto dat při regresním modelování dochází k falešné (zdánlivé) regresi. Dle **Pošta** (2010) je nutné takové časové řady stacionarizovat, např. pomocí diferencování, čímž budou získány spojitě výnosy a stacionární časové řady (blíže např. **Kennedy** (2008) či **Artl** (1997)). Diferencí se data zbaví trendu a získají stacionární charakter. Následující tabulka zobrazuje analýzu reziduí nezávisle proměnných lineárního regresního modelu, po provedení první difference hodnot.

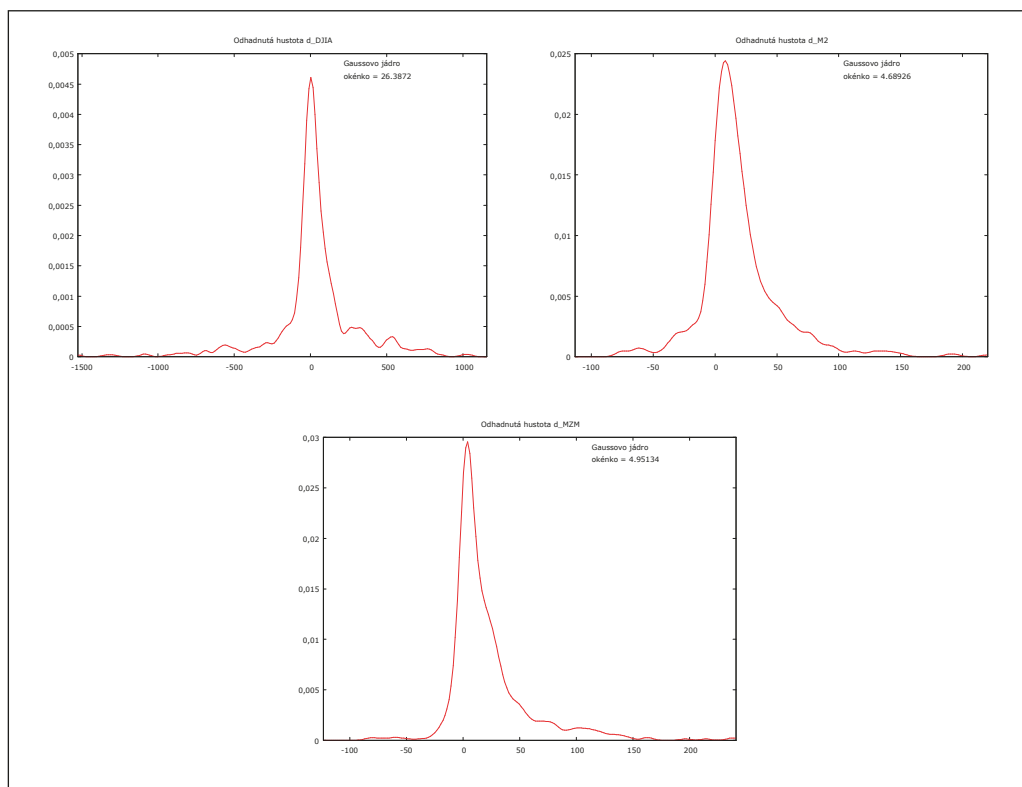
Po provedení prvních diferencí je logické, že došlo k výraznému snížení koeficientu determinace, který nyní ukazuje na lineární nezávislost uvažovaných proměnných. Díky provedení prvních diferencí byly pomocí Durbin-Watsonova testu získány hodnoty, u obou vysvětlujících proměnných konvergujících ke dvěma, což svědčí o tom, že se nejedná o sériovou korelaci. Následující grafy zachycují průběh reziduí lineárního regresního modelu při využití prvních diferencí.

Tab. XI: Analýza reziduí pomocí OLS metody, první difference

	R²	p-value	DW statistika
d_M2	0,0088	0,0243	1,9387
d_MZM	0,0073	0,0395	1,9364



Obr. 14: Grafická analýza reziduí pro M2 a MZM při využití prvních diferencí



Obr. 15: Odhadovaná hustota proměnných DJIA, M2 a MZM

Provedením první difference proměnných tak byly získány časové řady, u kterých byla odstraněna autokorelace. Díky tomu získaly uvažované proměnné „nulovou“ střední hodnotu a charakter rovnoměrného rozdělení, což deklarují i následující grafy hustoty.

Tabulka 12. zobrazuje popisné statistiky časových řad, u kterých proběhla stacionarizace pomocí prvních diferencí.

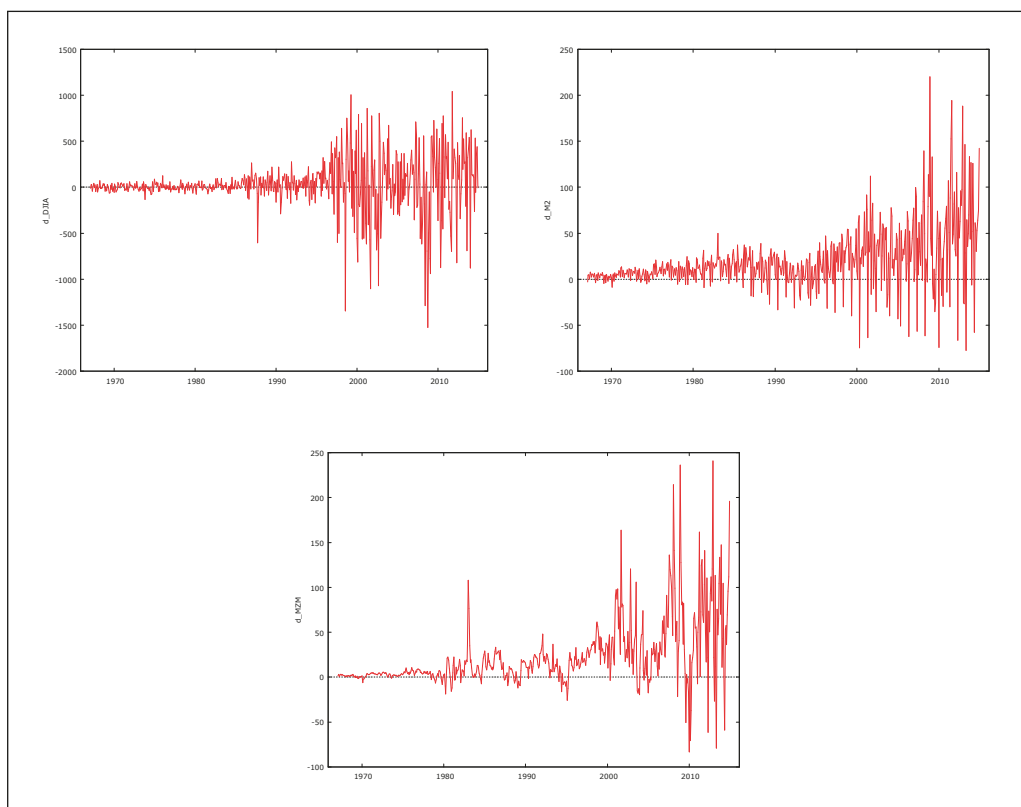
Tab. XII: Popisné statistiky stacionarizovaných časových řad

	stř. h.	medián	min	max	sm. odch.	var. koef.	šikmost	špičatost
d_DJIA	29,5	16,0	-1525,6	1041,6	281,1	9,5241	-0,7787	5,4161
d_M2	19,5	13,3	-77,3	220,2	33,1	1,6988	1,5835	6,3833
d_MZM	21,9	10,5	-83,5	241,0	36,3	1,6569	2,1976	7,7668

V případě peněžní nabídky popisná statistika šikmosti odkazuje na kladnou šikmost, resp. že napravo od průměru se vyskytují odlehlejší hodnoty (rozdělení má pravý ocas, což je patrné i z uvedeného obrázku 15). Ve všech případech lze dále hovořit o kladné špičatosti značící rozdělení hodnot blízko střední hodnoty (opět patrné z obrázku 15) a hlavní vliv na směrodatnou odchylku budou mít spíše odlehlejší hodnoty.

Jak uvádí **Pošta** (2010), hraje při odhadu regresního modelu důležitou roli fakt, aby vstupní proměnné byly stacionární. To potvrzuje i **Artl** (1997) či **Kumar** (2011), kteří uvádějí, že k provádění (akciových) analýz je nutné pracovat pouze se stacionárními časovými řadami. Zda se jedná o stacionární časovou řadu, lze odhalit subjektivním posouzením grafů časových řad či pomocí rozšířeného Dickey-Fuller (ADF) testu. Na základě popisných statistik uvedených v tabulce 12, lze tvrdit, že v případě použití prvních diferencí byla získána stacionární data s „nulovou“ střední hodnotou a „konstantním rozptylem“ (viz Obrázek 16). Podobný postup využívá např. **Munzi, Hlaváč** (2011) či již **King** (1966).

Nyní již pouhým pohledem na uvedené grafy lze konstatovat, že se jedná o stacionární časové řady, s přibližně „konstantní“ střední hodnotou a rozptylem. Je zřejmé že se nejedná o skutečně nulovou střední hodnotu a skutečně konstantní rozptyl, kdy dochází postupně k nárůstu rozptylu od střední hodnoty, který byl způsoben např. silným nárůstem trhu od roku 1995 do roku 2000 (formováním bubliny *Dot.com*) a jejím následným splasknutím a stagnací trhu po tři roky. Obdobná situace je v letech 2007/2008, kdy došlo k vypuknutí novodobé finanční krize a zřetelný nárůst u obou peněžních agregátů právě v tomto období, ve snaze uklidnit trhy a dodat na trh potřebnou likviditu. Z grafu je ovšem rovněž patrná situace z roku 1987 (Černé pondělí a pokles hodnoty indexu DJIA o 22,61%).



Obr. 16: Průběh prvních diferencí pro DJIA, M2 a MZM

Stacionaritu časových řad potvrzují i výsledky ADF testu přítomnosti jednotkového kořene, uvedené v následující tabulce. Protože ani úroveň indexu DJIA ani úroveň peněžní nabídky (M2, MZM) nemůže dosahovat záporných hodnot je Dickey-Fullerův test jednotkového kořene použit ve standardní podobě s konstantou (4.1) a konstantou a trendem (4.2) s nulovou hypotézou $\alpha = 1$.

$$(4.1) \quad Y_t = b_0 + (\alpha - 1) \cdot Y_{t-1} + \varepsilon ,$$

$$(4.2) \quad Y_t = b_0 + b_1 \cdot t + (\alpha - 1) \cdot Y_{t-1} + \varepsilon .$$

Tab. XIII: ADF test

	model s konstantou		model s konstantou a trendem	
	ADF statistika	p-value	ADF statistika	p-value
d_DJIA	-23,4289	0,0000	-23,5868	0,0000
d_M2	-18,5338	0,0000	-21,6525	0,0000
d_MZM	-11,0025	0,0000	-13,5267	0,0000

Ze získaných hodnot, lze i na 1 % hladině významnosti potvrdit, že se u uvažovaných časových řad prvních diferencí jedná o stacionární řady, tzn., jak uvádí **Artl** (1997) časové řady typu $I(0)$.

V rámci kointegrační analýzy byla pomocí Engel-Granger testu potvrzena dlouhodobá závislost mezi nominální peněžní nabídkou a akciovým indexem DJIA. To potvrzuje test jednotkového kořene reziduí regresního vztahu, jehož hodnoty jsou uvedeny v následující tabulce.

Tab. XIV: Engel-Granger test kointegrace, první diference

Závisle proměnná d_DJIA	p-value reziduí
Nezávisle proměnná d_M2	0,0243
Nezávisle proměnná d_MZM	0,0395

Znamená to tedy, že rezidua jsou na 5 % hladině významnosti stacionární a časové řady jsou kointegrované, což je plně v souladu s ekonomickou teorií.

Poslední část analýzy vlivu změny nominální peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů se týká prokázání závislosti právě mezi nominální peněžní nabídkou a akciovými kurzy, pomocí dynamického regresního modelu, kdy dynamika je zabezpečena časovými posuny závislé a nezávislé proměnné. K tomuto účelu je využit tzv. Grangerův test kauzality, navržený **Grangerem** (1969). Jedná se o dynamický model mezi dvěma proměnnými, který se snaží odhalit fakt, jak jedna proměnná působí na druhou a jak je druhá proměnná ovlivňována první. Jak bylo uvedeno, **Korda** (2007) řadí Grangerův test kauzality, mezi explicitní kauzality, která říká, že za kauzální působení proměnné X (peněžní nabídka) na proměnnou Y (akciový index) je považována situace, kdy vysvětlení Y (akciový index) pomocí vlastních minulých hodnot a současně minulých hodnot X (peněžní nabídka), je lepší než pouhé vysvětlení Y (akciový index) pouze podle své vlastní historie.

V rámci Grangerova testu jsou u obou regresních rovnic (2.8 a 2.9) testovány nulové hypotézy ve tvaru, že nominální peněžní nabídka neovlivňuje akciový index, resp. že akciový index neovlivňuje nominální peněžní nabídku v Grangerově smyslu. Stanovené nulové hypotézy jsou ověřovány na základě Waldovy F-statistiky. Jak uvádí **Baumöhl** (2008), pokud dojde k zamítnutí nulové hypotézy (při stanovené hladině významnosti) v obou uvedených rovnicích, jsou potom uvažované proměnné nezávislé ve smyslu Grangerovy kauzality (blíže např. **Hatrák** (2007)). Při provádění Grangerova testu může dojít ke třem situacím, vzájemná nezávislost zkoumaných časových řad, jednosměrná závislost (v tomto případě vedoucí od peněžní nabídky k akciovému trhu) a oboustranná nezávislost. Rozhodnutí o zamítnutí či nezamítnutí nulové hypotézy je učiněno na základě stanovené kritické hodnoty, která je srovnávána s F-statistikou, nebo stanovené hladiny významnosti, která je srovnána s vypočtenou p-value.

Jak uvádí **Foresti** (2007), při provádění Grangerova testu kauzality je stěžejním rozhodnutím volba řádu zpoždění. Podobně **Thornton, Batten** (1984) uvádějí, že výsledek Grangerova testu je závislý právě na délce zpoždění. V publikovaných pracích na volbu délky zpoždění neexistuje jednotný názor. Některé práce uvádějí, že je vhodné používat co nejmenší počet zpoždění, v rozsahu 1–6. Jiné studie tuto velikost považují za nedostatečnou. Např. **Enders** (1995) či **Hamilton, Herrera** (2000) doporučují na měsíční data aplikovat 12 a více zpoždění. Vzhledem k měsíčnímu formátu vstupních dat bude při Grangerově testu kauzality aplikováno 12 zpoždění.

Tabulka 15 zachycuje výsledky provedeného Grangerova testu, při aplikaci zpoždění v délce 12, který testoval následující nulové hypotézy:

H_0 : peněžní nabídka M2 (MZM) kauzálně neovlivňuje akciový index DJIA

H_1 : peněžní nabídka M2 (MZM) kauzálně ovlivňuje akciový index DJIA

H_0 : akciový index DJIA kauzálně neovlivňuje peněžní nabídku M2 (MZM)

H_1 : akciový index DJIA kauzálně ovlivňuje peněžní nabídku M2 (MZM)

Vstupními proměnnými testu byly první difference hodnot v měsíčním formátu a o přijetí či zamítnutí stanovené nulové hypotézy (peněžní nabídka neovlivňuje index DJIA), resp. že neexistuje kauzální vztah směrem od nominální peněžní nabídky k akciovému indexu, je rozhodnuto na základě Waldovy F-statistiky, resp. p-value, která je porovnána s kritickou hodnotu inverzní funkce k distribuční funkci rozdělení F, resp. stanovenou hladinou významnosti. Uvedená rovnice (2.8 a 2.9) tak při použití prvních diferencí a uvažování zpoždění přechází do následujícího tvaru:

$$(4.3) \quad d_DJIA_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_DJIA_t + \dots + \alpha_{12} d_DJIA_{t-12} + \beta_1 d_MS_t + \dots + \beta_{12} d_MS_{t-12} + u_t,$$

$$(4.4) \quad d_MS_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_MS_t + \dots + \alpha_{12} d_MS_{t-12} + \beta_1 d_DJIA_t + \dots + \beta_{12} d_DJIA_{t-12} + u_t.$$

Provedeným Engle-Grangrem testem byla testována dlouhodobá závislost uvedených časových řad (viz tabulka 14). Proto do Grangerova testu vstupovaly časové řady akciového indexu a peněžní nabídky za celé časové období, tzn. 575 měsíčních diferencí (1967:01–2014:12).

Tab. XV: Grangerův test kauzality, první diference, řád zpoždění 12

nulová hypotéza	F-statistika	p-value	hypotéza a hladina významnosti		
			1 %	5 %	10 %
M2 neovlivňuje DJIA	1,7087	0,0615	nezamítnuta	nezamítnuta	zamítnuta
DJIA neovlivňuje M2	4,3278	0,0000	zamítnuta	zamítnuta	zamítnuta
MZM neovlivňuje DJIA	1,6662	0,0707	nezamítnuta	nezamítnuta	zamítnuta
DJIA neovlivňuje MZM	4,3809	0,0000	zamítnuta	zamítnuta	zamítnuta

Výsledky provedeného testu (model s konstantou a trendem) prokázali na 10% hladině významnosti, že existuje kauzální vztah vedoucí od nominální peněžní nabídky zastoupené peněžním agregátem M2 či MZM směrem k akciovému indexu DJIA, resp. že peněžní agregát M2 či MZM kauzálně ovlivňuje (působí) na akciový index DJIA. Stanovená nulová hypotéza tedy byla na 10% hladině významnosti zamítnuta. Byl tedy potvrzen kauzální vliv nominální peněžní nabídky na vývoj akciového indexu DJIA, tak jak bylo předpokládáno, na základě provedené literární rešerše.

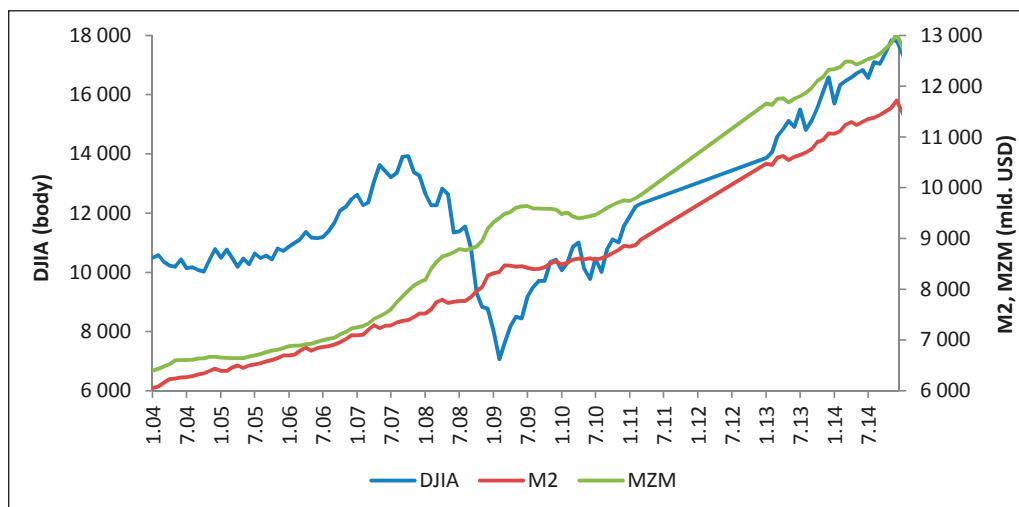
Protože je Grangerův test „oboustranný“ a z post-keynesiánského hlediska vede kauzalita od akciového trhu k peněžní nabídce, je v rámci provedeného testu testován i vztah opačný, tzn., zda akciový index ovlivňuje nominální peněžní nabídku. Ve všech případech, tzn. při využití 1%, 5% a 10% hladiny významnosti byla prokázán i tento opačný vztah, resp. zamítnuta nulová hypotéza, že akciový index neovlivňuje peněžní nabídku. Byla tedy přijata alternativní hypotéza o vlivu indexu DJIA na peněžní nabídku měřenou agregátem M2 resp. MZM. Dosažené výsledky jsou v souladu se **Zamrazilová** (2010) či **Bjørnland, Leitemo** (2009), kteří uvádějí, že centrální banky by měly při svých rozhodování brát ohled na vývoj kapitálového trhu, resp. že akciový trh je významným zdrojem informací při nastavování monetární politiky.

Grangerův test byl proveden i s různou délkou zpoždění. Dle literární rešerše, bylo totiž zjištěno, že v případě měsíční frekvence dat je vhodné použít řád zpoždění 12, a že volba délky zpoždění má významný vliv na dosažené výsledky. Jak uvádí **Bernake, Laubach, Mishkin, Posen** (1999), změna peněžní nabídky se projeví ve změně inflace s přibližně dvouletým zpožděním, zákonitě by měl existovat i kauzální vztah vedoucí od peněžní nabídky k akciovému indexu i v případě dvouletého zpoždění.

V tomto případě, při aplikaci 18, resp. 24 Grangerův test potvrdil na 5%, resp. 1% hladině významnosti, že nominální peněžní nabídka, měřená oběma peněžními agregáty ovlivňuje akciový index DJIA. Na základě provedeného testu lze tvrdit, že s růstem délky

Tab. XVI: Grangerův test kauzality, různá délka zpoždění

nulová hypotéza	zpoždění			
	18		24	
první diference	F-statistika	p-value	F-statistika	p-value
M2 neovlivňuje DJIA	1,9338	0,0119	1,9199	0,0058
MZM neovlivňuje DJIA	1,9511	0,0109	1,9303	0,0054



Obr. 17: Vývoj na trhu USA, bližší analýza nemovitostní bubliny

Zdroj: vlastní zpracování dle FRED (2015c, 2015d), Yahoo.Finance! (2015)

zpoždění (počtu měsíců, resp. zpožděných proměnných) dochází k prokazatelnějšímu vlivu peněžní nabídky na akciový index DJIA.

Ovšem tvrzení, že s růstem zpoždění, je vliv nominální peněžní nabídky na akciový index markantnější je však v tomto ohledu poněkud předčasné, byť koresponduje s uvedenými autory. Peněžní nabídka je rovněž jedním z rozhodujících faktorů, které ovlivňují akciové kurzy ve střednědobém horizontu (měsíce, roky). Bylo by, ale mylné předpokládat, že k reakci akciových kurzů na změnu nominální peněžní nabídky dojde s např. dvouletým zpožděním. Příkladem může být krize v roce 1987, kdy trh před kolapsem zachránilo právě zvýšení nominální peněžní nabídky. Podobná reakce byla i v letech 2007/2008, kdy propad trhu zbrzděovalo navyšování peněžní nabídky. Následující graf zachycuje dění na trhu před propuknutím novodobé finanční krize. Obdobný příklad je možno nalézt i v případě Španělské ekonomiky v roce 2012, kdy zvyšování peněžní nabídky sloužilo k uklidnění trhů. Pokud by na tuto změnu reagovaly finanční trhy se zpožděním v řádu let, neměla by logicky tato opatření žádný význam. Důsledky takovýchto změn peněžní nabídky se ovšem mohou projevit až s odstupem času.

Z uvedeného grafu lze vyčíst přibližně konstantní navyšování nominální peněžní nabídky do září 2004 (jak agregátu M2, tak i agregátu MZM), se kterým korespondoval více než 5letý růst akciového indexu od roku 2001 po teroristických útocích dne 11. září v New Yorku. Následně po prasknutí nemovitostní bubliny došlo k propadu akciových kurzů na historická minima, i přesto, že došlo k nadměrnému růstu nominální peněžní nabídky, od června 2008 do června 2009 a to především při měření peněžním agregátem MZM (viz uvedený graf). I přes tuto snahu zmírnit důsledky prasknutí bubliny došlo k „dosažení dna“ a opětovnému býčímu trendu akciového trhu od března 2009. Znamená to tedy, že v tomto ohledu došlo ke zpoždění reakce akciového trhu na změnu peněžní nabídky v řádu 9–12 měsíců. Podobně, když došlo k uklidnění trhu a návratu na růstový trend, docházelo v období červenec 2009 až květen 2010 k mírnému snižování nominální

peněžní nabídky, které bylo zřetelné především u peněžního agregátu MZM (samozřejmě nemusel akciový trh reagovat pouze na změnu nominální peněžní nabídky). Na tento stav reagoval akciový trh poklesem v období květen 2010 až září 2010, tedy se zpoždění v řádu přibližně 4–10 měsíců. Následně došlo v období červen 2010 až březen 2011 k opětovnému navýšování peněžního agregátu MZM, který se odrazil v růstu indexu DJIA v období září 2010 až březen 2011 s přibližně 3 měsíčním zpožděním.

Následující tabulka zachycuje vliv délky zpoždění na dosažené výsledky Grangerova testu, zkoumající vliv změny nominální peněžní nabídky na změnu akciového indexu DJIA, provedeném tentokrát pouze na 10% hladině významnosti.

Dosažené hodnoty deklarují, že při využití prvních diferencí, při 10% pravděpodobnosti výskytu chyby, začíná nominální peněžní nabídka, měřená peněžním agregátem M2, resp. MZM ovlivňovat akciový index DJIA od zpoždění 4, resp. 12 měsíců. Tento výsledek, tedy na rozdíl od peněžního agregátu M2 koresponduje s výše uvedenými autory, kteří doporučují aplikaci 12 zpoždění a rovněž koresponduje s popsanou situací, týkající se změny nominální peněžní nabídky měřené agregátem MZM v období červen 2008–červen 2009, na kterou index DJIA reagoval s přibližně 10 měsíčním zpožděním.

Na základě dosažených výsledků lze dojít k závěru, že vliv nominální peněžní nabídky měřené agregátem M2 na index DJIA byl prokázán prakticky bezprostředně s minimálním zpožděním, zatímco vliv peněžního agregátu MZM byl prokázán až s časovým zpožděním jednoho roku. Z hlediska likvidity jednotlivých agregátů tak lze hovořit o překvapujících výsledcích, které by měly být přesně obrácené, tzn. u peněžního agregátu M2 by měl jeho vliv nastat až s časovým zpožděním, zatímco u peněžního agregátu MZM, byl vliv očekáván rychleji (money with zero maturity). Výsledky, ale jednoznačně potvrdily závěry **Thornton, Batten** (1984), **Pindyck, Rubinfeld** (2000) či **Foresti** (2007), že volba délky zpoždění, příp. hladiny významnosti (pozn. autora) má výrazný vliv na výsledky Grangerova testu. Jak uvádějí **Huang, Kao, Chiang** (2004), vhodnou metodou pro výběr délky zpoždění jsou Akaikeho či Bayesovo informační kritérium (AIC, BIC) s tím, že vyšší vypovídací schopnost má ten model, který dosahuje nižších hodnot informačních kritérií AIC a (či) BIC. V tabulce 17 jsou tedy uvedeny i hodnoty těchto kritérií s vyznačením minimálních hodnot. Vzhledem ke skutečnosti, že minima AIC a BIC nebyla dosažena při aplikaci stejného zpoždění, byly vypočteny čtvercové odchylky jednotlivých hodnot od jejich průměru. Tyto čtvercové odchylky jsou zobrazeny v tabulce 18, se zvýrazněním minimálních odchylek od průměru.

Na základě dosažených hodnot kritérií AIC a BIC, resp. jejich čtvercových odchylek od průměru se jako nejprůkaznější model Grangerova testu, potvrzující kauzální vztah vedoucí od peněžní nabídky směrem k akciovému indexu, jeví model s 5–12 měsíčním zpožděním v případě peněžního agregátu M2, resp. model se zpožděním 12 měsíců v případě peněžního agregátu MZM. Zde se tedy autor přiklání k názoru **Enders** (1995) či **Hamilton, Herrera** (2000) využívat při měsíčním formátu dat řád zpoždění v minimální délce 12.

Závěr této analýzy spočívá v tom, že akciový index reaguje na změnu peněžní nabídky měřenou peněžním agregátem M2 rychleji, resp. délka zpoždění reakce akciového trhu na peněžní agregát M2 je nižší než v případě peněžního agregátu MZM, kde se naopak vliv tohoto agregátu projevil až se zpožděním 12 měsíců.

Tab. XVII: Grangerův test kauzality, různá délka zpoždění

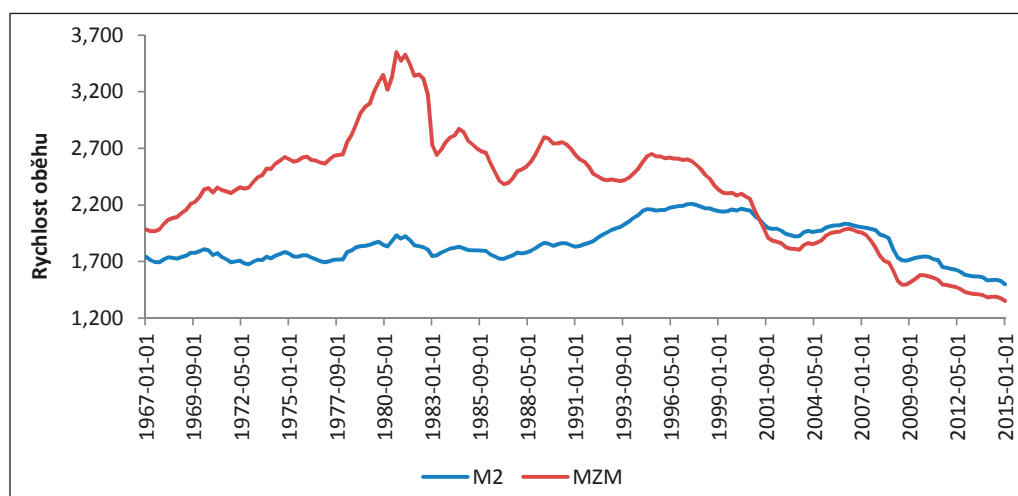
H_0 $\alpha = 10\%$	zpoždění										
	1	2	3	4	5	6	12	18	24	30	36
	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value
M2 ≠ DJIA	0,9083	0,1428	0,3015	0,0100	0,0140	0,0417	0,0615	0,0119	0,0058	0,0000	0,0000
AIC	23,7659	23,7233	23,6499	23,6403	23,6518	23,6675	23,2148	23,1188	23,0423	23,0261	22,9778
BIC	23,8266	23,8144	23,7716	23,7926	23,8347	23,8813	23,6150	23,7086	23,8248	24,0046	24,1557
MZM ≠ DJIA	0,4296	0,5128	0,7862	0,9519	0,9801	0,9872	0,0707	0,0109	0,0054	0,0035	0,0002
AIC	23,5668	23,5668	23,5164	23,5177	23,5280	23,5411	23,4787	23,3912	23,4258	23,3937	23,3970
BIC	23,6274	23,6580	23,6381	23,6700	23,7110	23,7548	23,8790	23,9810	24,2083	24,3722	24,5749

Tab. XVIII: Čtyřročné odchylky AIC a BIC od průměru

H_0 $\alpha = 10\%$	zpoždění											
	1	2	3	4	5	6	12	18	24	30	36	
	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	p-value	
M2 \neq DJIA	0,9083	0,1428	0,3015	0,0100	0,0140	0,0417	0,0615	0,0119	0,0058	0,0000	0,0000	
(AIC - ϕ AIC) ²	0,1287	0,1000	0,0589	0,0544	0,0599	0,0678	0,0370	0,0831	0,1331	0,1452	0,1843	
(BIC - ϕ BIC) ²	0,0002	0,0006	0,0046	0,0022	0,0000	0,0018	0,0502	0,0170	0,0002	0,0274	0,1002	
MZM \neq DJIA	0,4296	0,5128	0,7862	0,9519	0,9801	0,9872	0,0707	0,0109	0,0054	0,0035	0,0002	
(AIC - ϕ AIC) ²	0,0069	0,0069	0,0011	0,0011	0,0019	0,0033	0,0000	0,0086	0,0034	0,0081	0,0076	
(BIC - ϕ BIC) ²	0,0832	0,0665	0,0772	0,0605	0,0420	0,0259	0,0014	0,0042	0,0855	0,2082	0,4343	

Touto analýzou tak došlo k potvrzení pracovní hypotézy (H2), že *nominální peněžní nabídka ovlivňuje akciové kurzy se zpožděním v řádu týdnů*. Toto tvrzení platí především pro peněžní agregát M2, kdy na jeho změnu reaguje akciový index DJIA dle provedeného Grangerova testu od 4–5 měsíců, tzn. přibližně 16–20 týdnů. Stejný akciový index začíná reagovat na změnu peněžního agregátu MZM přibližně s 12 měsíčním zpožděním (tento model se navíc dle Akaikeho a Bayesova informačního kritéria jevil jako nejvíce průkazný). Dosažené výsledky jsou zajímavé z toho důvodu, že peněžní agregát MZM je považován za likvidnější peněžní bázi než agregát M2 a tudíž by reakce akciového trhu na jeho změnu měla být naopak rychlejší než v případě agregátu M2. Tento fakt může být způsoben např. skutečností, že peněžní agregát MZM nepatří mezi standardně vyhlášené agregáty FEDu a většina investorů si změnu peněžní nabídky spojuje právě s širším agregátem M2, který je i více medializován. Peněžní agregát M2 navíc v posledních letech dosahuje ve srovnání s agregátem MZM mírně vyšší rychlosti oběhu (viz obrázek 18). Odlišná doba reakce akciového trhu na změnu uvedených peněžních agregátů může souviset i s interpretací jednotlivých agregátů peněžní nabídky.

V případě americké peněžní nabídky je navíc nutné rozlišovat mezi peněžní nabídkou a likviditou. Peněžní nabídka, neboli *secondary liquidity* je v USA představován právě peněžním agregátem MZM, zatímco likvidita, neboli *primary liquidity* je představována peněžním agregátem M2, který se váže k bankovním rezervám a repo operacím. To, že se při analýze celého časového období projevil peněžní agregát M2 jako agregát, který ovlivňuje akciový index DJIA s kratším zpožděním, může být způsobeno tím, že peněžní nabídka (bez ohledu na to, zda se jedná o *primary* či *secondary liquidity*) bývala ztělesňována právě s agregátem M2. Od roku 1993, totiž dle **Carlson, Keen (1996)** došlo k výraznému oslabení vlivu tohoto peněžního agregátu na vývoj ekonomiky. Uvedení autoři se odvolávají na vyjádření A. Greenspana, podle kterého již nelze peněžní agregát M2 považovat za spolehlivý ukazatel finančních podmínek. Jako odezvu na selhání agregátu



Obr. 18: Rychlost oběhu peněz, sezónně očištěno

Zdroj: FRED (2015c, 2015d)

M2 tak začali analytici využívat peněžní agregát MZM, jehož vztah k ekonomické aktivitě je stabilnější což potvrzuje např. **Croushore** (2006) či **Miyao** (1996)), mimo jiné právě z důvodu jeho vyšší likvidity.

Dílčím cílem práce je dále zodpovědět na otázku, zda je význam a intenzita vlivu nominální peněžní nabídky na vývoj akciových kurzů stálý, nebo se v průběhu času a vývoje trhu mění, resp. ověřit stanovenou hypotézu (H1), že *vliv a význam nominální peněžní nabídky na akciové kurzy není stálý a v průběhu doby dochází ke slábnutí jejího vlivu a významu*. K provedení dílčí empirické analýzy, pomocí které je stanovená hypotéza přijata nebo zamítnuta, je celé časové období rozděleno na šest dílčí období, s ohledem na aktuální dění na trhu. Stejný způsob využívá ve své analýze např. **Deev, Kajurová, Stavárek** (2012).

- Období I.: 1967–1987, kdy nominální peněžní nabídka rostla přibližně konstantním tempem, a stejně tak, vývoj akciového indexu DJIA nezaznamenal výrazné změny, až na situaci právě v roce 1987, kdy došlo k prasknutí bubliny a propadu trhu. V tomto období dochází navíc k růstu rychlosti obratu peněžní agregátu MZM, zatímco rychlost agregátu M2 stagnuje. V tomto časovém období proběhla navíc první i druhá ropná krize v letech 1973 a 1979.
- Období II.: 1987–1995, kdy dochází k postupnému navyšování tempa růstu nominální peněžní nabídky, rovněž dochází k růstu zobchodovaných objemů a nárůstu volatility na akciovém trhu. Dále dochází k postupnému slábnutí rychlosti obratu MZM s postupným přibližováním rychlosti agregátu M2. Rovněž v tomto období dochází analytiky k preferování agregátu MZM před agregátem M2, jako odezva na jeho selhání v roce 1993. Dle **Bordo, Wheelock** (2007) je pro toto období charakteristické růst produktivity při stabilní, nízké míře inflace.
- Období III.: 1995–2003, jedná se o období, ve kterém dochází k postupnému nárůstu akciového indexu a následnému prasknutí technologické bubliny v roce 2000, dále trh zasáhly útoky z 11. září 2001 a následovala stagnace do začátku roku 2003.
- Období IV.: 2003–2008, po ukončení stagnace se trh vrací na růstový trend, na kterém setrval až do prasknutí bubliny na přelomu roku 2007/2008.
- Období V.: 2008–2009, období propadu nejen amerického kapitálového trhu, ale i propady napříč kontinenty, způsobené prasknutím nemovitostní bubliny, období razantního snižování úrokových sazeb a masivní čerpání likvidity do ekonomik.
- Období VI.: 2009–2014, pokrizový růst, kdy s drobnými korekcemi akciový index DJIA převyšuje koncem roku 2014 předkrizová maxima o více než 50%.

K ověření toho, zda dochází v průběhu času ke změně působení nominální peněžní nabídky na akciový index DJIA je využita vícerozměrná regresní analýza, při aplikaci tzv. dummy proměnných, tak jak byla definována v metodice práce. Na základě 6 dílčích období bylo zvoleno 6 dummy proměnných, vždy pro jedno konkrétní období (viz tabulka 19).

Tab. XIX: Stanovení dummy proměnných pro jednotlivá období

	I. 1967– – VIII. 1987	IX. 1987– – I. 1995	II. 1995– – I. 2003	II. 2003– – I. 2008	II. 2008– – II. 2009	III. 2009– – XII. 2014
D1	1	0	0	0	0	0
D2	0	1	0	0	0	0
D3	0	0	1	0	0	0
D4	0	0	0	1	0	0
D5	0	0	0	0	1	0
D6	0	0	0	0	0	1

Na základě takto definovaných proměnných jsou stanoveny regresní rovnice, kdy jako vysvětlující proměnná vstupuje nominální peněžní nabídka, resp. její první diference (stacionární dle ADF testu) v daném časovém období. Regresní rovnice (2.11) uvedená v metodice práce, tak dle zvoleného peněžního agregátu přechází do následující tvaru:

$$(4.5) \quad d_DJIA = \beta_0 + \beta_1 \cdot D1 \cdot d_M2 + \beta_2 \cdot D2 \cdot d_M2 + \beta_3 \cdot D3 \cdot d_M2 + \\ + \beta_4 \cdot D4 \cdot d_M2 + \beta_5 \cdot D5 \cdot d_M2 + \beta_6 \cdot D6 \cdot d_M2 + \varepsilon$$

$$(4.6) \quad d_DJIA = \beta_0 + \beta_1 \cdot D1 \cdot d_M2M + \beta_2 \cdot D2 \cdot d_M2M + \beta_3 \cdot D3 \cdot d_M2M + \\ + \beta_4 \cdot D4 \cdot d_M2M + \beta_5 \cdot D5 \cdot d_M2M + \beta_6 \cdot D6 \cdot d_M2M + \varepsilon$$

Na základě takto definovaných regresních rovnic jsou pro každou rovnici vypočteny hodnoty regresních koeficientů a rozhodnuto o jejich významnosti a intenzitě vlivu (dle velikosti p-value, resp. regresního koeficientu). Při provádění této analýzy je opět využito časového zpoždění, které vycházelo z provedeného Grangerova testu za celé sledované období (1967–2014), který odhalil vliv nominální peněžní nabídky měřené agregátem M2 na akciový index DJIA již od 4–5 měsíčních zpoždění (při uvažování hodnot kritérií AIC a BIC je pro další výpočty uvažováno 6 měsíční zpoždění) a 12 měsíčním zpožděním pro agregát M2M. Díky tomu se výše uvedené rovnice jednoduše upravily do následujícího tvaru:

$$(4.7) \quad d_DJIA = \beta_0 + \beta_1 \cdot D1 \cdot d_M2_{t-6} + \beta_2 \cdot D2 \cdot d_M2_{t-6} + \beta_3 \cdot D3 \cdot d_M2_{t-6} + \\ + \beta_4 \cdot D4 \cdot d_M2_{t-6} + \beta_5 \cdot D5 \cdot d_M2_{t-6} + \beta_6 \cdot D6 \cdot d_M2_{t-6} + \varepsilon$$

$$(4.8) \quad d_DJIA = \beta_0 + \beta_1 \cdot D1 \cdot d_M2M_{t-12} + \beta_2 \cdot D2 \cdot d_M2M_{t-12} + \beta_3 \cdot D3 \cdot d_M2M_{t-12} + \\ + \beta_4 \cdot D4 \cdot d_M2M_{t-12} + \beta_5 \cdot D5 \cdot d_M2M_{t-12} + \beta_6 \cdot D6 \cdot d_M2M_{t-12} + \varepsilon$$

Tabulky 20 a 21 zachycují výsledky provedené regrese, pro dané vysvětlující proměnné.

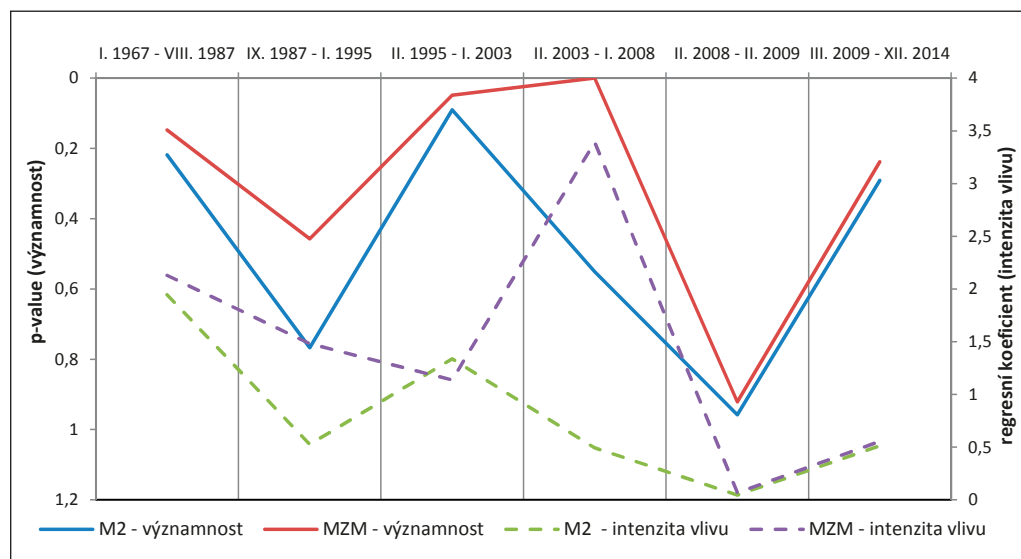
Tab. XX: Vícerozměrná regrese, pro agregát M2, zpoždění 6 měsíců

	konst.	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6
koef.	39,5681	1,9458	0,5259	1,3363	0,4933	0,0447	0,5118
p-value	0,0103	0,2184	0,7668	0,0899	0,5507	0,9581	0,2913

Tab. XXI: Vícerozměrná regrese, pro agregát MZM, zpoždění 12 měsíců

	konst.	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6
koef.	55,9179	2,1285	1,4806	1,1371	3,3922	0,0659	0,5539
p-value	0,0002	0,1472	0,4571	0,0485	0,0000	0,9213	0,2379

Z uvedených výsledků, je zřejmé, že vztah nominální peněžní nabídky není v průběhu času rozhodně stálý a v posledních dekadách dochází k postupnému růstu statistické významnosti, tzn. snižování p-value (statistická významnost byla prokázána pouze v případě agregátu M2 ve čtvrtém dílčím období na 10 % hladině významnosti a v případě agregátu MZM ve třetím a čtvrtém dílčím období na 5 % hladině významnosti). Z grafu a dosažených hodnot je rovněž znatelný růst intenzity vlivu peněžní nabídky (růst hodnoty regresního koeficientu u agregátu MZM), především v době formování bubliny a v novodobé historii po odražení trhu ode dna. Naopak v době propadu trh vliv peněžní nabídky klesal. Přibližně od poloviny roku 2008 je patrný nárůst významnosti (p-value) i vlivu (růstu regresního koeficientu). Lze tedy tvrdit, že dochází k růstu významnosti a vlivu peněžní nabídky na vývoj akciového indexu DJIA s tím, že především v posledních cca 10–15 letech mírně více roste význam i vliv peněžního agregátu při MZM při vysvětlování pohybů amerického indexu DJIA.

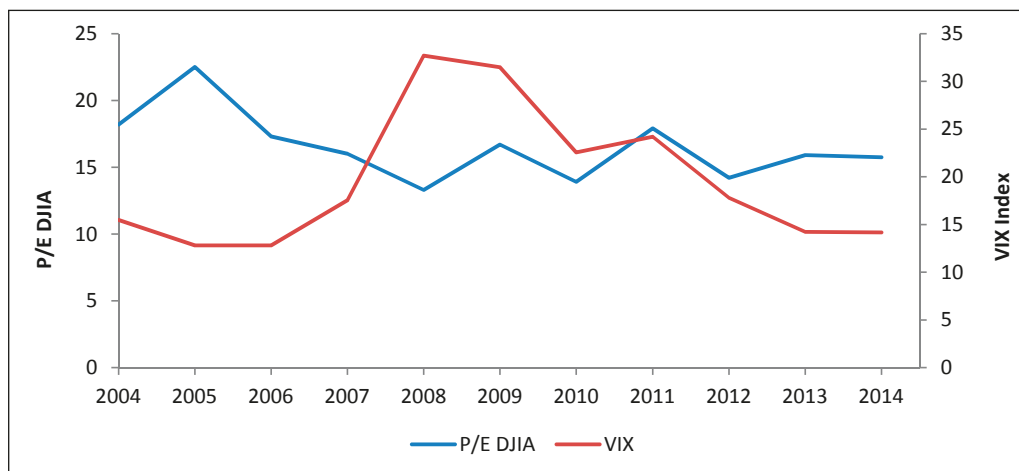


Obr. 19: Změna významnosti a vlivu peněžní nabídky na index DJIA v průběhu času

Na základě získaných hodnot a uvedeného grafu tak byla stanovená pracovní hypotéza (H1), že *vliv a význam nominální peněžní nabídky na akciové kurzy není stálý a v průběhu doby dochází ke slábnutí jejího vlivu a významu* zamítnuta. Uvedená hypotéza byla zamítnuta z důvodu, že působení peněžní nabídky na akciový index v průběhu doby není stálý, protože dochází k „cyklickému“ růstu a poklesu významu a vlivu peněžní nabídky na akciový index.

4.1.2 Vliv peněžní nabídky na vznik akciových bublin

V rámci analýzy vlivu nominální peněžní nabídky na vznik akciových bublin, resp. ověření stanovené hypotézy (H3), že *nominální peněžní nabídka není významným determinantem vzniku akciových bublin*, je nejprve nutné identifikovat akciové bubliny na americkém trhu, zastoupeném indexem DJIA, které budou vstupovat do empirické analýzy. V průběhu celého sledovaného období, lze na trhu identifikovat několik růstů a následných propadů akciových kurzů. Z empirického hlediska však nastává problém v odhalení bubliny, resp. stanovení co bublina je a co ne (viz provedená literární rešerše). **Kohout** (2009) definuje bublinu jako stav, kdy dochází k nadměrnému růstu trhu v období 5–10 let před jejím prasknutím. Otázkou však zůstává, co znamená slovo nadměrný. **England** (2003) tak uvádí, že jediným nástrojem, kterým lze změřit tržní bublinu je poměr P/E. P/E představuje poměr tržní ceny k ročnímu zisku (price to earning), který vyjadřuje jaký násobek zisku je investor ochoten za akcii zaplatit. Jedná se tedy o poměr, který určuje, kolik je investor ochoten zaplatit za jednotku zisku. Jak uvádí **Plaehn** (2015), za posledních více než 100 let byla průměrná hodnota P/E indexu Dow Jones Industrial Average přibližně 14–15. Historicky maximální P/E bylo dosaženo v roce 2000, kdy poměr dosáhl hodnoty 44 (vysoce nadhodnocený trh), zatímco minimální hodnota byla naměřena v roce 1920 na úrovni 5 či začátkem 80. let kdy se poměr pohyboval na úrovni 7 (vysoce podhodnocený trh). Jak dále uvádí, normální P/E se pohybuje na intervalu od 9 či 10 do přibližně 20.



Obr. 20: Vývoj P/E indexu Dow Jones Industrial Average a indexu VIX

Zdroj: Investorsfriend (2015), FRED (2015c)

Další možností identifikace bubliny může být pouze výrazný rozíl mezi vnitřní hodnotou a tržní cenou (**Dillén, Sellin** (2003), **Miyakoshi, Li, Shimada** (2007)) či dvojnásobná směrodatná odchylka od dlouhodobého trendu (**Fleckenstein, Sheehan** (2009)). Indentifikovat případný vznik bubliny lze např. i pomocí tzv. indexu volatility VIX („index strachu“, „index stresu“), který vyjadřuje rostoucí či klesající volatilitu na trhu. Tento index může být vodítkem identifikace jak klasické bubliny (růst cen a signál k prodeji), tak i bubliny obrácené (propad cen, signál k nákupu).

Pro empirickou analýzu, byly jako zástupci akciových bublin vybrány ty bubliny, které jsou ve všeobecném povědomí a u kterých není pochyb o tom, že se skutečně jednalo o bubliny (ať již dle vývoje P/E, nadměrným růstem před vrcholem, dvojnásobnou směrodatnou odchylkou od dlouhodobého trendu apod.):

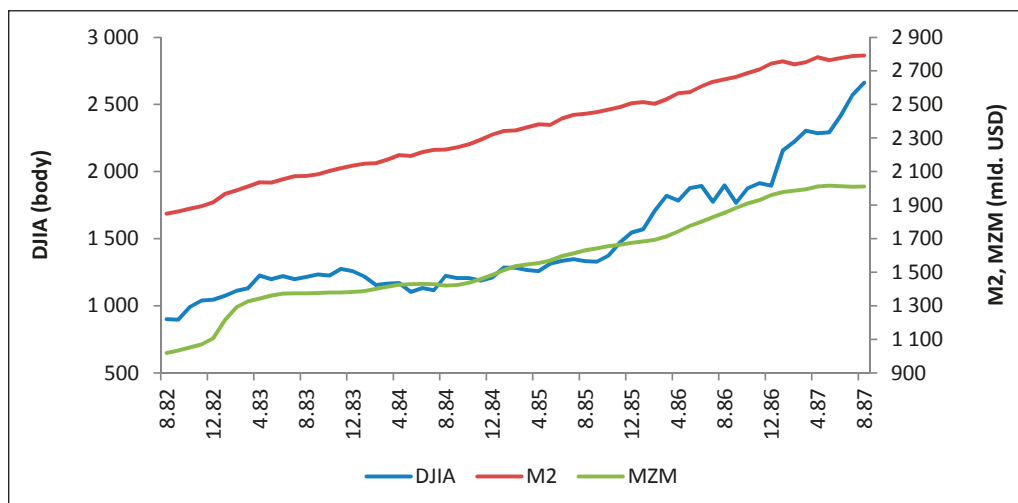
- propad akciových kurzů v roce 1987 („Černé pondělí“),
- prasknutí technologické *Dot.com* bubliny v roce 2000,
- prasknutí nemovitostní bubliny a následný propad trhu v roce 2007.

Výše uvedené bubliny, představují pouhý výběr z razantních poklesů akciových kurzů, které do okamžiku prasknutí bubliny rostly díky jiným než fundamentálním faktorům (např. spekulativní chování). Výše uvedené bubliny navíc korespondují s tím, že v průběhu doby docházelo k postupnému nárůstu objemu obchodů a volatility trhu, kdy jak uvádí **Kohout** (2010), s rozvojem trhu začíná obchodovat stále více investorů, i těch méně sofistikovaných. Díky tomu lze vycházet z předpokladu, že vliv nominální peněžní nabídky na vznik uvedených bublin nebude ve všech případech přibližně stejný.

Pro rozhodnutí o tom, zda je či není nominální peněžní nabídka významným determinantem vzniku akciových bublin slouží opět Grangerův test, který identifikuje vliv nominální peněžní nabídky zastoupené peněžním agregátem M2 a MZM na vznik vybraných akciových bublin.

Peněžní nabídka a Černé pondělí 1987

Obrázek č. 21 zachycuje vývoj na americkém kapitálovém trhu, zastoupeném indexem DJIA, přibližně od poloviny roku 1982 do prasknutí bubliny v roce 1987, kdy do poloviny roku 1982 byl volatilita indexu DJIA přibližně konstantní a od tohoto okamžiku docházelo k postupnému nárůstu a vzniku bubliny. Zde se potvrzuje tvrzení **Kohouta** (2009), který jako jeden z varovných signálů vzniku bubliny uvádí nepřiměřený nárůst trhu v předchozích letech. Konkrétně v tomto případě, činilo průměrné měsíční tempo růstu indexu DJIA v období 1967–1982 přibližně 0,0314%, zatímco v letech 1982–1987 činilo již 1,8219%. Ve stejných časových obdobích činilo průměrné měsíční tempo růstu nominální peněžní nabídky měřené agregátem M2 0,7167% v období 1967–1982, resp. 0,4698% u agregátu MZM. V následujícím období nadměrného růstu trhu (1982–1987) bylo průměrné měsíční tempo růstu peněžního agregátu M2 0,6885%, resp. 1,1388% u agregátu MZM. Vyšší průměrné tempo u agregátu MZM je způsobeno zřetelným nárůstem tohoto agregátu přibližně začátkem roku 1983. Zůstává tedy otázkou, zda je nominální peněžní nabídka významným determinantem vzniku této akciové bubliny či nikoliv.



Obr. 21: Index DJIA a peněžní nabídka, 1982–1987

Zdroj: vlastní zpracování dle FRED (2015c, 2015d)

Pro zodpovězení této otázky je opět využit Grangerův test kauzality, který na stacionárních časových řadách akciového indexu DJIA a nominální peněžní nabídky (M2 a MZM) ověří hypotézu, zda v tomto časovém období nominální peněžní nabídka ovlivňovala vývoj akciového indexu. Následující tabulka zachycuje test jednotkového kořene, tzn. test stacionarity prvních diferencí vybraných proměnných, provedený prostřednictvím ADF testu.

Tab. XXII: ADF test, první diference

	model s konstantou		model s konstantou a trendem	
	ADF statistika	p-value	ADF statistika	p-value
d_DJIA	-7,9982	0,0000	-8,5793	0,0000
d_M2	-7,6753	0,0000	-7,7641	0,0000
d_MZM	-2,9987	0,0408	-3,0696	0,1231

Provedený ADF potvrdil, že první diference akciového indexu a peněžní nabídky zastoupené agregátem M2 jsou i na 1 % hladině významnosti stacionární. V případě peněžního agregátu MZM byla u modelu s konstantou potvrzena stacionarita na 5 % hladině významnosti. Následující tabulka zachycuje výsledky provedeného Grangerova testu vlivu nominální peněžní nabídky na akciový index DJIA na 5 % hladině významnosti, při aplikaci různé délky zpoždění. Vzhledem k výše uvedeným výsledkům Grangerova testu za celé sledované období a získané hodnoty Akaikeho (AIC) a Bayesova (BIC) informačního kritéria, bylo aplikováno zpoždění o délce 5, 6 a 12.

Na základě výsledků Grangerova testu lze tvrdit, že v období 1982–1987 neměla nominální peněžní nabídka měřená peněžním agregátem M2 ani MZM vliv na vývoj akciového indexu DJIA. Z dosažených výsledků lze tak vyvodit závěr, že nominální peněžní nabídka nebyla dle Grangerova testu významným determinantem této bubliny, resp. že

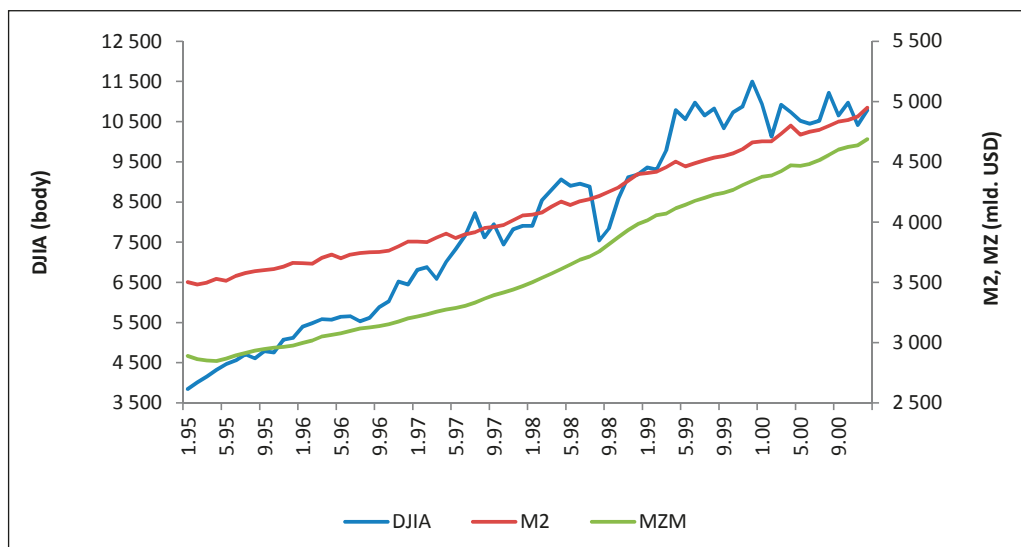
Tab. XXIII: *Grangerův test, období 1982–1987, různá délka zpoždění*

Nulová hypotéza $\alpha = 5\%$	zpoždění		
	5	6	12
první diference	p-value	p-value	p-value
M2 neovlivňuje DJIA	0,8469	0,8967	0,4065
MZM neovlivňuje DJIA	0,6037	0,6462	0,5843

neexistuje kauzální vztah vedoucí od peněžní nabídky ke vzniku bubliny v roce 1987. Na základě tohoto výsledku lze tedy potvrdit stanovenou hypotézu (H3), že nominální peněžní nabídka není významným *determinantem akciové bubliny*, v tomto případě bubliny z 80. let, která byla zakončena pádem trhu 19.10.1987 (Černé pondělí).

Peněžní nabídka a bublina *Dot.com*

Přestože se prasknutí bubliny *Dot.com* týkalo především trhu NASDAQ a technologických společností na něm obchodovaných, projevilo se i na výkonu „průmyslového“ indexu DJIA. Prasknutí této bubliny předcházela růst ceny akcií, především technologických a IT společností v letech 1995–2000 (resp. do prosince 1999), kdy došlo k následnému prasknutí. V době těsně před prasknutím (prosinec 1999) činila hodnota P/E indexu DJIA neuvěřitelných 25²¹. Právě tato bublina je vhodnou ukázkou tzv. iracionální bubliny, která není založena na fundamentálních faktorech, kdy, jak uvádí **Komárek, Kubicová** (2011), růst cen akcií v důsledku rychlého technologického rozvoje vedl k přehnanému očekávání investorů ohledně budoucího vývoje a neobezřetnému posuzování rizika jednotlivých akciových titulů. Po prasknutí této bubliny zaznamenal trh po dobu

Obr. 22: *Index DJIA a peněžní nabídka, 1995–2000*

Zdroj: vlastní zpracování dle FRED (2015c, 2015d)

21 Zdroj: Bloomberg terminál.

přibližně tří let propad a medvědí trend. V roce 2003 tak byla hodnota indexu přibližně stejná jako v roce 1997. Uvedený graf znázorňuje situaci vznikající bubliny a je otázkou, zda ke vzniku této bubliny přispěla i nominální peněžní nabídka, která má totožný trend.

V období formování této bubliny činilo průměrné měsíční tempo růstu akciového indexu 1,4641 % a průměrné měsíční tempo růstu nominální peněžní nabídky 0,4879 % pro agregát M2, resp. 0,6839 % pro agregát MZM. Znamená to tedy, že tempo růstu akciového indexu je srovnatelné jako před prasknutím bubliny v roce 1987, rovněž i tempo růstu nominální peněžní nabídky měřené agregátem M2. Tempo růstu u agregátu MZM dosahuje přibližně 60 % v porovnání s obdobím 1982–1987.

Následující tabulka opět zobrazuje výsledky rozšířeného Dickey Fullerova testu jednotkového kořeně, prováděného na prvních diferencích vybraných proměnných (DJIA, M2, MZM), které vstupují do Grangerova testu.

Tab. XXIV: ADF test, první diference

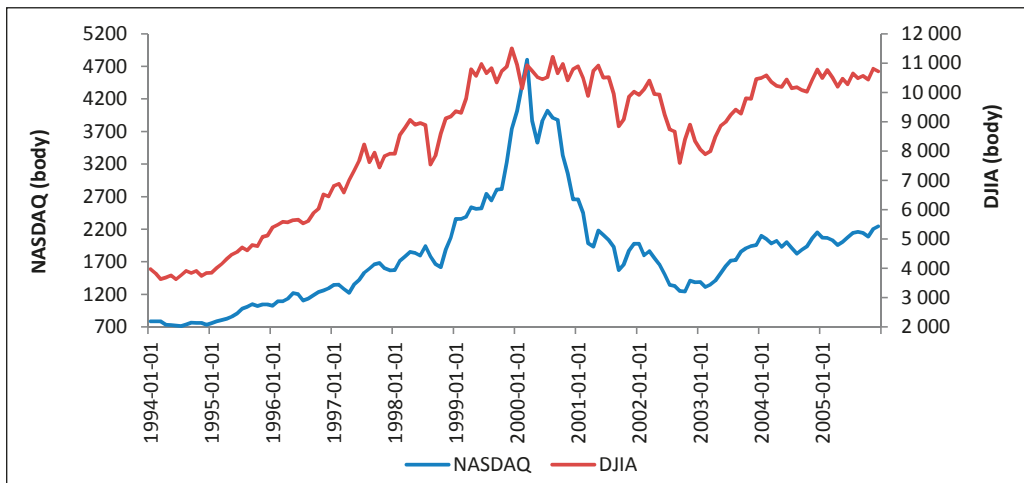
	model s konstantou		model s konstantou a trendem	
	ADF statistika	p-value	ADF statistika	p-value
d_DJIA	-10,1626	0,0002	-10,1657	0,0000
d_M2	-9,4828	0,0000	-9,7492	0,0000
d_MZM	-4,8762	0,0001	-5,5279	0,0001

Provedený test identifikoval všechny proměnné jako stacionární a tyto první diference tak vstupovaly do Grangerova testu kauzality s cílem odhalit, zda nominální peněžní nabídka ovlivňovala akciový index DJIA v době formování IT bubliny. Následující tabulka tedy zachycuje výsledky provedeného Grangerova testu vlivu nominální peněžní nabídky na akciový index DJIA na 5 % hladině významnosti, při aplikaci různé délky zpoždění.

Provedený Grangerův test odhalil, že v období 1995–2000 (resp. leden 1995–prosinec 1999), kdy se formovala bublina *Dot.com* nebyl prokázán vliv změny nominální peněžní nabídky měřené peněžními agregáty M2, resp. MZM na akciový index DJIA. V případě této konkrétní bubliny tak byla hypotéza (H3), že *nominální peněžní nabídka není významným determinantem akciové bubliny*, rovněž potvrzena. Dosažený výsledek je v rámci této bubliny v souladu s **Komárek, Kubicová** (2011), kteří za původce považují nadměrná očekávání investorů a špatné vyhodnocení rizika, tzn. spíše psychologické a subjektivní faktory. Stejně tak, jak bylo uvedeno, IT bublina se týkala především technologických společností obchodovaných na trhu NASDAQ, na kterém je tempo růstu přibližně srovnatelné s indexem DJIA, nicméně propad je „citelnější“.

Tab. XXV: Grangerův test, období 1995–2000, různá délka zpoždění

Nulová hypotéza $\alpha = 5\%$	zpoždění		
	5	6	12
první diference	p-value	p-value	p-value
M2 neovlivňuje DJIA	0,5171	0,6627	0,9033
MZM neovlivňuje DJIA	0,2588	0,2047	0,1824



Obr. 23: Vývoj indexu DJIA a trhu NASDAQ

Zdroj: vlastní zpracování dle FRED (2015f)

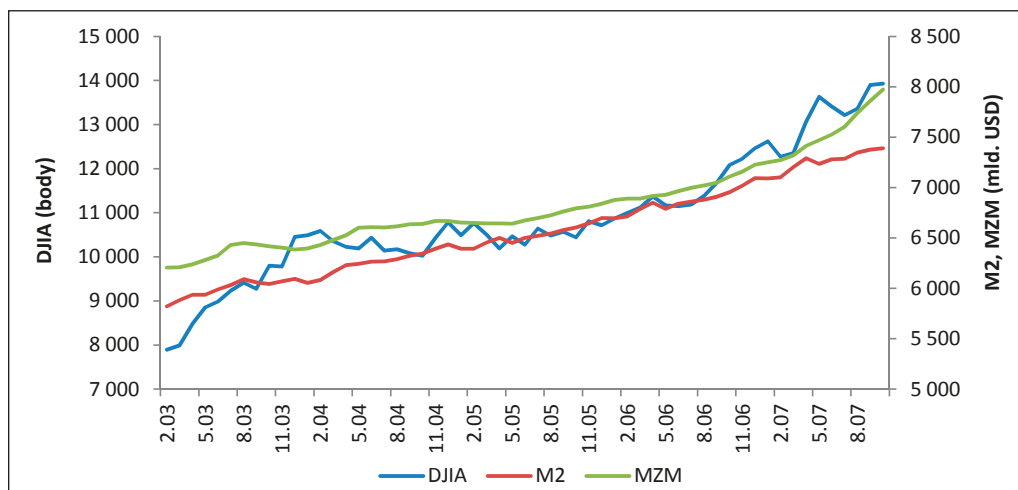
Peněžní nabídka a Subprime bubble

V posledních letech velmi často zmiňovanou krizí finančních trhů v důsledku prasknutí bubliny, byla bublina, která vznikala na nemovitostním trhu, odkud se rozšířila do celého finančního systému. Za hlavní příčinu této krize byly označeny nízké úrokové sazby, které umožnili i méně bonitním klientům žádat o hypotéky, kteří po následném růstu úrokových sazeb, nebyli schopni splácet. Bublina ovšem nevznikala pouze na trhu s nemovitostmi, ale i na akciovém trhu, který po třech letech stagnace a poklesu po prasknutí bubliny informačních technologií a útocích z 11. září 2001, přibližně do druhé poloviny roku 2007 neustále rostl (např. hodnotou P/E indexu DJIA činila před prasknutím přibližně 20²²). Průměrné měsíční tempo růstu akciového indexu bylo 1,02 %, což je ne celá poloviční hodnota průměrného měsíčního tempa růstu před prasknutím bubliny v roce 1987 a přibližně o třetinu nižší hodnota než tempo růstu akciového indexu před prasknutím bubliny v roce 2000. Průměrné měsíční tempo růstu nominální peněžní nabídky za stejné časové období činilo 0,4272 % pro agregát M2, resp. 0,4482 % pro agregát MZM, což jsou hodnoty srovnatelné s průměrným měsíčním tempem růstu nominální peněžní nabídky před rokem 1987.

Následující graf zachycuje vývoj akciového indexu DJIA a nominální peněžní nabídky od zahájení růstového trendu v roce 2003 do okamžiku prasknutí bubliny a propuknutí paniky ve 4. čtvrtletí roku 2007.

Vypočtené hodnoty ADF testu pro první diferenci peněžního agregátu MZM prokázaly, že se na 5 % hladině významnosti nejedná o stacionární časové řady. Aby ale nedocházelo ke ztrátě informací a vypovídací schopnosti této proměnné při provedení druhých diferencí, jsou v následující analýze využity stále první diference této proměnné, které se jako stacionární jeví až na 10 % hladině významnosti. Navíc Artl (2003) dokonce varuje před „přediferencováním“, kdy sice bude získána stacionární časová řada, ale další diference může způsobit vážné problémy.

22 Zdroj: Bloomberg terminál.

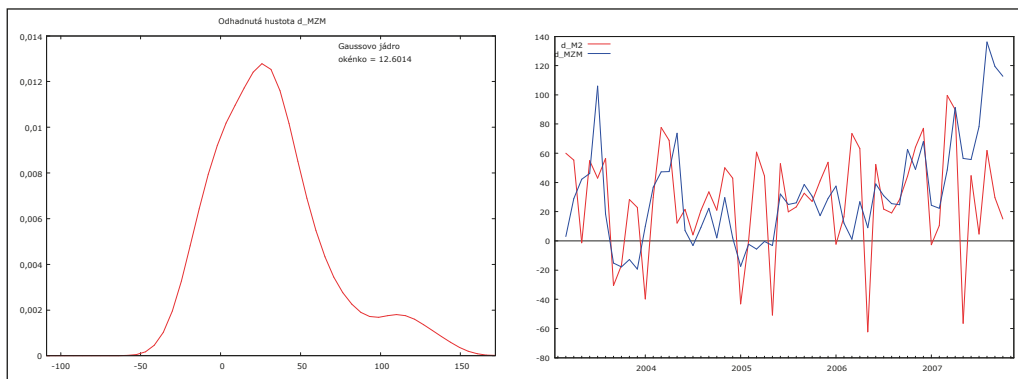


Obr. 24: Index DJIA a peněžní nabídka, 2003–2007

Tab. XXVI: ADF test, první diference

	model s konstantou		model s konstantou a trendem	
	ADF statistika	p-value	ADF statistika	p-value
d_DJIA	-7,6919	0,0000	-7,6193	0,0000
d_M2	-8,1165	0,0000	-8,1264	0,0000
d_MZM	-2,6474	0,0898	-3,2999	0,0769

Následující obrázek rovněž dokládá, že lze stále hovořit o časové řadě s charakterem normálního rozdělení s „nulovou“ střední hodnotou. Právě díky rostoucímu tempu růstu peněžního agregátu MZM od roku 2007 však nelze hovořit o konstantním rozptylu (při využití druhých diferencí by sice došlo k vyhlazení průběhu, nicméně by došlo ke ztrátě informační hodnoty proměnných a k možnému zkreslení dosažených výsledků).



Obr. 25: Odhadovaná hustota a první diference agregátu MZM

Následující tabulka zachycuje výsledky provedeného Grangerova testu vlivu změny nominální peněžní nabídky na akciový index DJIA na 5 % hladině významnosti, při aplikaci různé délky zpoždění v letech 2003–2007, kdy docházelo ke vzniku bubliny a následné novodobé finanční krize.

Tab. XXVII: *Grangerův test, období 2003–2007, různá délka zpoždění*

Nulová hypotéza $\alpha = 5\%$	zpoždění		
	5	6	12
první diference	p-value	p-value	p-value
M2 neovlivňuje DJIA	0,8003	0,6177	0,0420
MZM neovlivňuje DJIA	0,0067	0,0174	0,1356

Na základě dosažených výsledků Grangerova testu lze tvrdit, že v období formování novodobé finanční krize měla nominální peněžní nabídka, měřená peněžním agregátem MZM vliv na změnu indexu DJIA. Vliv na tento akciový index byl prokázán na 5 % hladině významnosti při aplikaci zpoždění 5 a 6 měsíců. Na druhou stranu vliv peněžního agregátu M2 byl prokázán až při aplikaci ročního zpoždění, kde s minimálním rozdílem od 10 % hladiny významnosti nebyl prokázán vliv agregátu MZM. Z tohoto pohledu se jedná o odlišné výsledky, než za celé sledované období, ve kterém byl vliv peněžního agregátu MZM na index DJIA prokázán až při aplikaci delšího zpoždění v řádu 12 měsíců, zatímco vliv agregátu M2 byl prokázán při aplikaci 5, 6 až 12 měsíčním zpoždění. V tomto období se tedy projevuje vyšší likvidita tohoto peněžního agregátu a tím pádem kratší reakce akciového trhu na jeho změnu. Rovněž dochází k potvrzení **Croushore** (2006), který uvádí užší vazbu mezi agregátem MZM a ekonomickým vývojem. Vyšší vliv právě tohoto agregátu než agregátu M2 lze přikládat tomu, že v daném období dosahoval vyšších hodnot a kumulativně tak překonal objem agregátu M2. Navíc se opět projevuje rozdíl mezi skutečnou peněžní nabídkou, tzn. agregátem MZM, jakožto sekundární likviditou a peněžním agregátem M2, navázaném na bankovní rezervy a repo operace, jakožto primární likviditou.

Z dosažených výsledků lze vyvodit závěr, že nominální peněžní nabídka měřená peněžním agregátem M2 není významným faktorem vzniku spekulativní bubliny z roku 2007, zatímco nominální peněžní nabídka zastoupená agregátem MZM je významným determinantem této bubliny. V rámci provedeného Grangerova testu totiž byla při aplikaci 5, resp. 6 měsíčních zpoždění zamítnuta nulová hypotéza. Rovněž tedy došlo k zamítnutí pracovní hypotézy (H3), že *nominální peněžní nabídka není významným determinantem akciové bubliny*, konkrétně bubliny z let 2003–2007, která byla zakončena propadem trhu na přelomu let 2007 a 2008, po kterém následovala novodobá finanční krize. Na základě těchto výsledků lze tvrdit i to, že nominální peněžní nabídka měřená peněžním agregátem MZM je významným determinantem vývoje akciového indexu DJIA, především v období posledních cca 10–15 letech, kdy dochází k nárůstu objemu na trhu a růstu jeho volatility.

4.2 Dílčí závěr

V rámci empirické části práce, která se zabývala vlivem změny nominální peněžní nabídky na americký akciový index Dow Jones Industrial Average, byla nejprve provedena prostá korelační analýza, jejímž výsledkem byla silná oboustranná závislost mezi proměnnou DJIA a nominální peněžní nabídkou (M2 a MZM). Tato korelace se, ale projevila pouze jako zdánlivá, protože všechny uvažované časové řady vykazovaly silný trend (především peněžní nabídka). Provedený Durbin-Watsonův test odhalil autokorelaci hodnot. Následně byly vytvořeny první difference proměnných, které se pomocí grafické analýzy jeví jako stacionární s přibližně nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem, což potvrdily i výsledky ADF testu jednotkového kořene.

V rámci kointegrační analýzy byl na základě Engel-Grangerova testu reziduí potvrzen dlouhodobý vztah mezi nominální peněžní nabídkou a akciovým indexem DJIA. Po prokázání dlouhodobého vztahu, mezi nominální peněžní nabídkou a akciovým indexem DJIA, který tak potvrdil teoretický rámec vztahu mezi těmito proměnnými, následovala vlastní analýza vlivu změny nominální peněžní nabídky na změnu indexu DJIA, resp. prokázání kauzálního vztahu vedoucího od nominální peněžní nabídky (M2, MZM) směrem k akciovému indexu (DJIA).

Analýza vlivu změny nominální peněžní nabídky na změnu akciového indexu byla prováděna pomocí dynamického modelu Grangerova testu, který sloužil k odhalení vlivu nominální peněžní nabídky na index DJIA, v celém sledovaném období, ale i v období dílčích či obdobích formování bubliny. Za celé sledované časové období od roku 1967 do roku 2014, které obsahovalo 576 měsíčních pozorování, resp. 575 prvních diferencí, byl potvrzen vliv změny nominální peněžní nabídky na změnu indexu DJIA u obou peněžních agregátů, s tím, že významnou roli při provádění tohoto testu hraje stanovená délka zpoždění. Na základě literární rešerše neexistuje na volbu délky zpoždění při provádění Grangerova testu jednotný názor. **Hamilton, Herrera** (2000) či **Enders** (1995), doporučují na měsíční data využívat 12 a více zpoždění, naopak **Sewell** (2001) uvádí, že s růstem zpoždění dochází ke snižování síly (vypovídací schopnosti) testu. Podobně **Urban** (1989) využívá ve své analýze 1 a 6 měsíční zpoždění. Proto byly testy vlivu nominální peněžní nabídky prováděny při aplikaci 1, 2, 3, 4, 5, 6, 12, 18, 24, 30 a 36 měsíčního zpoždění. Delší délka zpoždění reakce akciového indexu na změnu nominální peněžní nabídky byla do analýzy zahrnuta z důvodu, že jak uvádí **Bernake, Laubach, Mishkin, Posen** (1999), změna peněžní nabídky se projeví ve změně inflace s přibližně dvouletým zpožděním. Pokud inflace představuje růst cenové hladiny, zákonitě by akciové kurzy měly reagovat na změnu peněžní nabídky rovněž s přibližně dvouletým zpožděním. Při identifikaci vhodné délky zpoždění bylo přihlédnuto k **Huang, Kao, Chiang** (2004), kteří doporučují aplikovat takové zpoždění, při kterém model dosahuje nejmenších hodnot Akaikeho (AIC) a Bayesova (BIC) informačního kritéria. Po vypočtení hodnot těchto kritérií byly stanoveny čtvercové odchylky těchto hodnot od jejich průměru a doporučeno aplikovat zpoždění vykazující minimální odchylky (v tomto případě se jednalo o zpoždění 5 či 6-12 měsíců v případě agregátu M2, resp. 12 měsíčního zpoždění pro agregát MZM).

Z dosažených výsledků lze vyvodit závěr, že při aplikaci zpoždění od řádu 4–5 měsíců, byl prokázán vliv peněžní nabídky měřené peněžním agregátem M2 na akciový index DJIA, zatímco vliv peněžního agregátu MZM se na akciových kurzech projeví až při zpoždění od 12 měsíců a vyšším. Skutečnost, že za celé sledované období byl prokázán vliv peněžního agregátu MZM na index DJIA až od aplikace 12 měsíčního zpoždění je v rozporu s předpokladem, že se jedná o likvidnější peněžní agregát, tzn., že reakce akciového trhu na změnu právě tohoto agregátu bude rychlejší (na rozdíl od prokázaného rychlejšího vlivu agregátu MZM na vznik bubliny v roce 2007/2008). Na druhou stranu z grafické analýzy bylo potvrzeno, že akciový index reagoval na změnu peněžního agregátu MZM v období červen 2008–červen 2009 s přibližně 10 měsíčním zpožděním. Delší doba reakce akciového indexu v průběhu celého sledovaného období na změnu nominální peněžní nabídky měřené agregátem MZM je tak v souladu s tím, že do roku 1993 byla „peněžní nabídka“ spojena právě s agregátem M2.

Na základě dosažených výsledků, lze potvrdit stanovenou pracovní hypotézu (H2), že *nominální peněžní nabídka ovlivňuje akciové kurzy se zpožděním v řádu týdnů*. Toto tvrzení se týká především peněžního agregátu M2 (v USA označovaný jako likvidita, resp. bankovní rezervy), který začíná ovlivňovat index DJIA se zpožděním v řádu od 16 týdnů. V případě peněžního agregátu MZM (v USA označovaný jako peněžní nabídka) se jedná o zpoždění v řádu 12 měsíců, resp. 53 týdnů.

Další část analýzy byla zaměřena na analýzu vlivu nominální peněžní nabídky na akciový index DJIA ve stanovených obdobích, která byla vybrána na základě dění na trhu, jeho volatility či objemu a vývoje nominální peněžní nabídky. Cílem této analýzy bylo odhalit, zda dochází ke změně vlivu a významu nominální peněžní nabídky na akciový index Dow Jones. V rámci této analýzy bylo celé sledované období rozděleno na šest dílčích období, konkrétně se jednalo o periodu I. 1967–VIII. 1987, ve které docházelo ke konstantnímu navyšování nominální peněžní nabídky, rovněž index DJIA nezaznamenal příliš velké výkyvy. Změna ve vývoji indexu ovšem nastala v roce 1987, kdy došlo k prasknutí bubliny. Dalším sledovaným obdobím bylo IX. 1987–I. 1995, kdy docházelo k postupnému navyšování nominální peněžní nabídky jakožto reakce na prasknutou bublinu a snahu oživit trh. Ve třetím sledovaném období let II. 1995–I. 2003, kdy trh zaznamenal sestupnou tendenci od prasknutí technologické bubliny v roce 2000. Dalším obdobím byla perioda II. 2003–I. 2008, tzn. období růstu trhu a vytváření bubliny na kapitálovém trhu, následované časovým obdobím II. 2008–II.2009 výrazných propadů, nejen v USA, kde tamní trh ztratil více než 40 % svojí hodnoty. Obrat nastal až od března 2009, kdy se trhy odrazily ode dna a následovalo období III. 2009–XII. 2014 stabilního růstu, kdy akciový index DJIA posílil oproti svému historickému minimu v únoru 2009 o více než 150 %, měřeno ke konci roku 2014. Provedená regrese odhalila, že v průběhu času není vliv a význam nominální peněžní nabídky na akciový index DJIA stálý a postupně dochází k nárůstu jejího vlivu a významnosti (viz Obrázek 19), a to především u peněžního agregátu MZM v posledních 10–15 letech. Na základě Grangerova testu a s přihlédnutím k výsledkům vícerozměrné regresní analýzy s dummy proměnnými byla stanovená hypotéza (H1), že *vliv a význam nominální peněžní nabídky na akciové kurzy není stálý a v průběhu doby dochází ke slábnutí jejího vlivu a významu* zamítnuta.

Závěrečnou částí analýzy bylo odhalit, zda je nominální peněžní nabídka významným determinantem vzniku akciových bublin či nikoliv. Při provádění této analýzy byl nejprve odhalen problém definovat správně bublinu. Bublina je sice na teoretické úrovni definována jako nadměrný či nepřiměřený růst, vyvolaný jinými než fundamentálními faktory, jak ale uvádí **Kubicová, Komárek, Plašil** (2012), **Greenspan** (2002), **Ito** (1994) či **Deev, Kajurová, Stavárek** (2012), identifikovat bublinu před jejím prasknutím je velmi složité. V průběhu sledovaného období let 1967–2014, bylo možné identifikovat několik nárůstů a následných propadů indexu DJIA, nicméně i z hlediska všeobecné známosti a s přihlédnutím k vývoji ukazatele P/E, byly vybrány tři významné situace. Konkrétně se jednalo o propad trhu v roce 1987, prasknutí bubliny informačních technologií v roce 2000 a dobou před novodobou finanční krizí, způsobenou prasknutím bubliny v roce 2007/2008. Zároveň se jedná o období odlišná z hlediska množství účastníků trhu, objemu obchodů, volatilita trhu a množství peněz v ekonomice.

Analýzou situace před prasknutím akciové bubliny v roce 1987 bylo zjištěno, že ještě v letech 1967–1982, tzn. těsně před vytvářením bubliny, činilo průměrné měsíční tempo růstu indexu DJIA 0,0314%, zatímco v následujících letech 1982–1987 již 1,8219% s tím, že průměrné měsíční tempo růstu peněžního agregátu M2 činilo 0,6885%, u peněžního agregátu MZM již 1,1388%. Z pohledu vývoje kapitálového trhu, tak lze hovořit o formování bubliny v tomto období, protože jak uvádí **Kohout** (2009) vznikající bublinu lze rozpoznat právě nadměrným růstem trhu v období 5 až 10 let, před jejím prasknutím. Provedený Grangerův test prvních diferencí nominální peněžní nabídky a akciového indexu, neprokázal vliv peněžního agregátu M2 ani MZM na změnu akciového indexu, resp. vliv na vznik bubliny. Vzhledem k aktuálnímu vývoji na trhu a v ekonomice, lze za významný determinant této bubliny považovat jiné makroekonomické proměnné, např. cenu ropy s ohledem na první a druhou ropnou krizi, která ve sledovaném období proběhla. Výsledek provedeného Grangerova testu, dle kterého není nominální peněžní nabídka významným determinantem akciové bubliny z roku 1987 je v souladu s **Ho** (2006). V případě bubliny, k jejímuž prasknutí došlo v roce 1987 byla dle provedeného Grangerova testu potvrzena stanovená pracovní hypotéza (H3), že *nominální peněžní nabídka není významným determinantem vzniku akciové bubliny*.

Podobně jako bublina z roku 1987, vznikala i v průběhu 90. let bublina informačních a komunikačních technologií, která se na indexu DJIA projevila v tomto období vytrvalým růstem s průměrným měsíčním tempem růstu indexu 1,4641%, zatímco nominální peněžní nabídka rostla průměrně měsíčně o 0,4879% u peněžního agregátu M2 a 0,6839% u peněžního agregátu MZM. Grangerův test ovšem stejně, jako v případě předchozí bubliny neodhalil na 5% hladině významnosti vliv změny peněžní nabídky na změnu akciového indexu DJIA. Pro analýzu bubliny *Dot.com*, tak lze stanovit závěr, že nominální peněžní nabídka nebyla dle provedeného Grangerova testu významným determinantem této bubliny, čímž došlo k potvrzení hypotézy (H3) pro tuto bublinu. Analyzována IT bublina je vhodným příkladem tzv. iracionální či psychologické bubliny, což potvrzuje např. **Komárek, Kubicová** (2011), či **Morris, Alam** (2008), kteří jako příčiny vzniku této bubliny uvádějí ztrátu relevance tradičních finančních (fundamentálních) ukazatelů pro ohodnocení akcie a nadměrné očekávání jednotlivých subjektů od budoucího vývoje.

Poslední analyzovanou bublinou byla tzv. *Subprime bubble*, která ovlivnila chování nejen amerického kapitálového trhu, ale způsobila pokles akciových trhů napříč všemi kontinenty. Bublina nevznikala pouze na trhu s nemovitostmi, ale i na akciovém trhu, který po třech letech stagnace a poklesu po prasknutí bubliny informačních technologií a útocích z 11. září 2001, přibližně do druhé polovinu roku 2007 neustále rostl, s průměrným měsíčním tempem růstu ve výši 1,02 %, což je nižší hodnota průměrného měsíčního tempa růstu před prasknutím bubliny v roce 1987 a 2000. Znamená to tedy, že co do tempa růstu trhu, vznikala tato bublina více „nenápadně“ než předchozí analyzované (hodnota P/E indexu DJIA v době vrcholu trhu byla přibližně 20, zatímco v době před prasknutím technologické bubliny v prosinci 1999 činil poměr ceny a výnosu cca. 25). Závěr byl ale identický – propad trhu. Průměrné měsíční tempo růstu nominální peněžní nabídky v tomto časovém období činilo 0,4272 % pro agregát M2, resp. 0,4482 % pro agregát MZM, což jsou hodnoty srovnatelné či dokonce nižší než před rokem 1987 a 2000. Již z tohoto pohledu je dobré uvědomit, že zatímco akciový index zaznamenával v jednotlivých časových etapách, kdy docházelo ke vzniku bubliny, poměrně vysoké měsíční průměrné tempo růstu, které se s výjimkou *Subprime bubble* blížilo 2 %, nominální peněžní nabídka u všech tří analyzovaných bublin rostla přibližně srovnatelným tempem. Provedený Grangerův test prokázal vliv peněžní nabídky na formování novodobé cenové bubliny na akciovém trhu, pro uvažované peněžní agregáty M2 a MZM s odlišným časovým zpožděním. V případě peněžního agregátu MZM (likvidita) byl kauzální vztah identifikován při aplikaci 5 a 6 měsíců, zatímco u agregátu M2 až při zpoždění 12 měsíců. Tento fakt mohl být způsoben tím, že v tomto časovém období dosahoval peněžní agregát MZM vyšších kumulativních hodnot než agregát M2 a navíc byl mnoha analytiky upřednostňován před agregátem M2, z důvodu jeho užší vazby na vývoj kapitálových trhů a ovlivňování ekonomické aktivity. Na základě dosažených výsledků tak byla stanovená hypotéza (H3) *nominální peněžní nabídka není významným determinantem vzniku akciové bubliny* zamítnuta.

Z provedené analýzy bublin a vícerozměrné regresní analýzy s využitím dummy proměnných lze rovněž tvrdit, že s postupným růstem trhu a jeho volatility roste význam a vliv peněžního agregátu MZM na vývoj indexu DJIA. To potvrzuje ve svém výzkumu, zabývající se indexem S&P 500 i **Lucca, Moench** (2012), kteří uvádějí, že od roku 2003, kdy docházelo k růstu trhu, trend odchylování uvedeného indexu od indexu očištěného o zásahy FEDu je stále silnější a jak dodávají, za většinu zisků v posledních přibližně 15 letech, tzn. přibližně od roku 2000 vděčí index S&P 500 právě FEDu a jeho politice peněžní nabídky a úrokových sazeb.

5 DOSAŽENÉ VÝSLEDKY A JEJICH DISKUZE

Cílem této monografie bylo vyhodnotit důsledky změny nominální peněžní nabídky na vývoj amerického akciového trhu a stanovit doporučení pro akciové investory. Pomocí dílčích empirických analýz lze pro vybrané trhy učinit následující závěry.

V případě amerického akciového trhu, který byl zastoupen indexem Dow Jones Industrial Average, byl identifikován kointegrační vztah mezi akciovým indexem a nominální peněžní nabídkou, zastoupenou agregátem M2 a MZM. V případě celého sledovaného období od roku 1967 do roku 2014 lze na základě Grangerova testu kauzality tvrdit, že nominální peněžní nabídka ovlivňuje vývoj indexu DJIA. Jak uvádí **Zamrazilová** (2010), hraje cena aktiv při nastavování monetární politika stále významnější roli (**Cecchetti** (2002) dokonce uvádí, že ceny aktiv by měly být měřítkem pro nastavování měnové politiky centrálních bank). Proto byl proveden i obrácený test, tzn., zda vývoj indexu DJIA ovlivňuje změnu nominální peněžní nabídky. V tomto případě byl rovněž identifikován kauzální vztah. Co se týče kauzality mezi nominální peněžní nabídkou měřenou agregátem M2 a akciovým indexem, bylo zjištěno, že tento peněžní agregát ovlivňuje akciový trh se zpožděním od 4–5 měsíců, zatímco reakce akciového trhu na změnu agregátu MZM je v řádu 12 měsíců. Z hlediska likvidity těchto agregátů je uvedený výsledek překvapivý, protože peněžní agregát MZM je mnohem likvidnější a právě z tohoto důvodu jej někteří autoři doporučují při provádění akciových analýz více, než agregát M2. Tento fakt může být způsoben např. tím, že pod pojmem peněžní nabídka je rozuměn právě peněžní agregát MZM, zatímco agregát M2 je vázán na likviditu a bankovní rezervy, které mají komerční banky v depotu u centrální banky FED. Jak uvádí **Williams** (2012), do roku 2008 neplatil FED z těchto rezerv komerčním bankám žádný úrok a banky tedy raději upřednostňovaly poskytování úvěrů. Dle **Butler** (2007), je nutné odlišovat peněžní nabídku (MZM, *secondary liquidity*), u které byl prokázán vliv na index DJIA především v posledních 10–15 letech a likviditou (M2), která je označována za *primary liquidity*. V případě změny peněžní nabídky je tedy nutné rozlišovat, zda došlo ke skutečně změně peněžní nabídky, např. prostřednictvím QE, či došlo ke změně bankovních rezerv (příp. repo operací).

Ve sledovaném období let 1967–2014 byl potvrzen vliv nominální peněžní nabídky na vývoj amerického akciového trhu v Grangerově smyslu u obou peněžních agregátů (M2 i MZM). Dosažené výsledky jsou tak v souladu např. s **Maskay** (2007), **Flannery**, **Protopapadakis** (2001), **Malliaris**, **Urrutia** (1991) či **Bernanke** (2003). V rámci provádění Grangerova testu kauzality bylo potvrzeno, jak uvádí např. **Thornton**, **Batten** (1984) či **Foresti** (2007), že uvedený test je citlivý na volbu délky zpoždění (lag). Na základě dosažených výsledků, se při provádění tohoto testu na dlouhém časovém horizontu, při využití měsíčních pozorování přikláním k **Hamilton**, **Herrera** (2000) či **Enders** (1995) použít maximálně 12 zpoždění, což je i v souladu s **Bernake**, **Laubach**, **Mishkin**, **Posen** (1999). Při volbě vhodné délky zpoždění doporučuji dle **Huang**, **Kao**, **Chiang** (2004) volit model vykazující minimální hodnoty Akaikeho (a) či Bayesova informačního kritéria. Delší časové zpoždění považuji za irelevantní, protože kroky centrálních bank (uklidnění a podpora trhů) by tak neměly příliš velký význam. Uvedené tvrzení je v souladu se **Sewell** (2001), který považuje Grangerův test s růstem zpoždění za méně vypovídací. Na základě

tohoto testu bylo dále prokázáno, že akciový index reaguje s odlišným zpožděním na peněžní agregát M2 a MZM. U obou indexů, ale bylo potvrzeno, jak uvádí **Veselá** (2007), že peněžní nabídka ovlivňuje akciové kurzy se zpožděním v řádu týdnů. Konkrétně na americkém trhu reaguje index DJIA na změnu peněžní nabídky v řádu 16 týdnů u peněžního agregátu M2, resp. 50 obchodních týdnů u agregátu MZM. Touto analýzou byla rovněž potvrzena stanovená pracovní hypotéza (H2) „*nominální peněžní nabídka ovlivňuje akciové kurzy se zpožděním v řádu týdnů*“.

Pomocí Engel-Grangerova testu byla dále potvrzena kointegrace akciového indexu DJIA a peněžní nabídky, měřené oběma peněžními agregáty, což je naprosto v souladu s ekonomickou teorií, ale i např. **Alatiqi, Fazel** (2008).

Další část analýzy byla zaměřena na potvrzení či zamítnutí pracovní hypotézy (H1), že *vliv a význam nominální peněžní nabídky na akciové kurzy není stálý a v průběhu doby dochází ke slábnutí jejího vlivu a významu*. K analýze této hypotézy, bylo sledované období rozděleno na několik dílčích období, které se vždy lišily aktuální situací a na trhu. Konkrétně se jednalo o období 1967–1987, obsahující ropné šoky, ale i Nixonův šok související s ukončením Breton-Woodského systému a zakončené prasknutím bubliny, označené jako *Black monday*. Dále léta 1987–1995, která byla dle **Dillén, Sellin** (2003) ve znamení rychlého zotavení trhu a postupného nárůstu rychlosti obratu peněžního agregátu M2. Dle **Bordo, Wheelock** (2007) se jedná o tzv. *pre-boom* období. Další obdobím byly roky 1995–2003 zahrnující nejen prasknutí IT bubliny, ale i teroristické útoky ze září 2001 a následnou stagnaci trhu do začátku roku 2003. Posledním analyzovaným obdobím bylo období let 2003–2008, zahrnující především vznik nemovitostní bubliny, která se rozšířila i na akciové trhy. Dále se jednalo o období 2008–2009 vykazující permanentní pokles trhu, následované obdobím permanentního růstu 2009–2014, kdy od února 2009, kdy se trh odrazil ode dna, posílil ke konci roku 2014 (ve srovnání s únorem 2009) o více než 150 % (cca. 16,5 % p.a.). Pro analýzu toho, zda nominální peněžní nabídka, měřená oběma peněžními agregáty, působila na akciový index v jednotlivých obdobích odlišně, byla využita více-rozměrná regresní analýza s aplikací 6 tzv. dummy proměnných (*dummy regression*). Dle dosažených výsledků lze tvrdit, že v průběhu času dochází k růstu statistické významnosti a růstu vlivu nominální peněžní nabídky, s tím, že u peněžního agregátu MZM ve srovnání s agregátem M2, dochází k výraznějšímu růstu jak vlivu, tak i významnosti především v posledním sledovaném období a znamená to tedy, že tento peněžní agregát, resp. skutečná změna peněžní nabídky MZM (*secondary liquidity*) je významnějším agregátem než agregát M2 (*primary liquidity*) v posledních cca 10–15 letech. Podobných výsledků dosáhli **Carlson, Keen** (1996) či **Lucca, Moench** (2012). Podobně **Němec** (2012) uvádí, že přibližně 80 % úvěrů, které ECB poskytla komerčním bankám se objevilo zpět v bilanci centrální banky, navzdory nulovým úrokům. Na základě dosažených výsledků tak byla hypotéza (H1) „*vliv a význam nominální peněžní nabídky na akciové kurzy není stálý a v průběhu dochází ke slábnutí jejího vlivu a významu*“ zamítnuta.

Závěrečná analýza amerického akciového trhu se věnovala identifikaci, zda je nominální peněžní nabídka významným determinantem akciových bublin. Jak bylo uvedeno, **Kohout** (2009) definuje bublinu jako stav, kdy dochází k nadměrnému růstu akciových kurzů v období 5–10 let před jejím prasknutím. **England** (2003) uvádí, že jediným nástrojem, kterým lze identifikovat tržní bublinu je poměr P/E a jeho růst. Na základě těchto

informací byly jako bubliny vstupující do analýzy vybrána období před prasknutím bubliny v roce 1987 (*Black monday*), doba před prasknutím IT bubliny v roce 2000 a období před prasknutím bubliny v roce 2007/2008. Na základě výsledků Grangerova testu, nebyla nominální peněžní nabídka označena jako hlavní determinant vzniku akciové bubliny z let 1982–1987. V případě této bubliny byla tedy stanovená pracovní hypotéza (H3) „nominální peněžní nabídka není významným determinantem vzniku akciových bublin“ potvrzena.

Další analyzovanou bublinou byla IT bublina *Dot.com* z roku 2000, kdy prasknutí této bubliny předcházela růst ceny akcií především technologických a IT společností. Jako sledované období byly zvoleny léta 1995–2000, ve kterých Grangerův test, stejně jako v případě bubliny z roku 1987, neoznačil nominální peněžní nabídku za faktor, který ovlivňoval vývoj akciového trhu v těchto letech. Podobně **Bordo, Wheelock** (2007) uvádějí, že v průběhu této doby docházelo k rapidnímu nárůstu produkce a produktivity při nízké míře inflace. Právě rozvoj nových technologií a produktivity tak mohl být původcem této bubliny, příp. se zde mohly projevit další nekvantifikovatelné faktory související s nadměrným očekáváním investorů do budoucna. Jako další příčiny této bubliny uvádějí **Ofek, Richardson** (2001), omezené možnosti krátkého prodeje u nově vzniklých IT společností. **Němec** (2012) dále uvádí, že od roku 2000 se FED politikou nízkých úrokových sazeb v době ekonomického rozmachu zasloužil o nafouknutí *Dot.com* bubliny a o několik let později opakoval stejnou chybu a spolupodílel se na krachu amerického realitního trhu. Na základě dosažených výsledků Grangerova testu byla stanovená hypotéza (H3) také přijata.

Poslední sledovanou bublinou byla tzv. *Subprime bubble*, k jejímuž prasknutí došlo v roce 2007, jako reakce na prasknutí nemovitostní bubliny. Jako období formování této bubliny, byl analyzován růst trhu od roku 2003, kdy došlo k přerušení jeho stagnace od roku 2001, do třetího čtvrtletí roku 2007. V těchto letech byl pomocí Grangerova testu identifikován kauzální vztah mezi nominální peněžní nabídkou měřenou peněžním agregátem MZM i M2 a indexem DJIA, resp. bylo potvrzeno, že v tomto období agregát MZM ovlivňoval vývoj akciového indexu (od zpoždění, 5 či 6 měsíců pro agregát MZM, resp. 12 měsíců pro agregát M2). Rovněž se potvrdil fakt, že peněžní agregát MZM i M2 nabývá na významnosti při vysvětlování indexu DJIA, především v posledních cca 10–15 letech. Dosažené výsledky, které hodnotí nominální peněžní nabídku a především agregát MZM jako významný determinant vzniku novodobé akciové bubliny, jsou v souladu např. s **Humayun** (2012). Rostoucí význam peněžní nabídky při vysvětlování vývoje akciového trhu v USA potvrzuje i **Lucca, Moench** (2012), kteří uvádějí, že za většinou akciových zisků v posledních přibližně 15 letech stojí právě politika peněžní nabídky a úrokových sazeb FEDu. Na základě výsledků Grangerova testu byla v tomto případě stanovená hypotéza (H3) zamítnuta.

Zaměříme-li se blíže na drobné investory, je logické, že vzhledem ke struktuře jejich portfolií bude v případě amerického trhu peněžní nabídka významným determinantem jejich výnosů, protože dle **JSDA** (2009) tvoří akciová složka přibližně 25 % portfolia domácností. Na základě dosažených výsledků (vzhledem ke struktuře aktiv a struktuře finančního systému) lze tedy usuzovat, že americký akciový trh je citlivý na změnu nominální peněžní nabídky, resp. vliv nominální peněžní nabídky na americký akciový index je především v posledních dekadách výrazný. Rostoucí vliv a význam peněžní nabídky

potvrzují ve svém výzkumu i **Lucca, Moench** (2012). Vliv nominální peněžní nabídky na americký akciový trh je způsoben nejen charakterem finančního systému, strukturou portfolia domácností, ale rovněž velikostí (tržní kapitalizací) a likviditou trhu. Jak uvádí **McAdam** (2003), je americká ekonomika na rozdíl od japonské, charakteristická častějšími, ale méně významnými poklesy. Dle uvedeného autora je tento fakt způsoben kapitálově orientovanou ekonomikou. Vzhledem k zaměření této monografie, která se věnuje analýze vlivu nominální peněžní nabídky na americký akciový trh nebyla využita analýza jiných makroekonomických proměnných na vývoj tohoto indexu, která by jistě přinesla zajímavé výsledky a srovnání. Tuto skutečnost považuji za další možnost rozvoje a prohloubení této práce (stejně tak případnou volbu jiného akciového indexu). Do budoucna je možno problematiku obohatit např. zaměřením se na evropský akciový trh a jeho reakci na kvantitativní uvolňování Evropské Centrální Banky ze začátku roku 2015 či období, kdy již nemusí docházet k takovým nárůstům peněžní nabídky²³, který uvádí Širůček (2013), tzn. v době obnovení hospodářského růstu, kdy se nejen z důvodu splatnosti, ale i kvůli brzdění inflace budou centrální banky zbavovat velkých objemů státních dluhopisů. Lze totiž očekávat, že se takovýto vývoj pravděpodobně neobejde bez (přehnané) reakce akciového trhu.

Při provádění obdobných analýz, může být důvodem rozdílných výsledků i velikost vstupního souboru dat, resp. délka sledovaného období a stanovené vlastní časové období vůbec, na což ve své studii upozorňuje i **Humpe, Macmillan** (2007). Diskutabilní je i problematika analýzy cenových bublin. Někteří autoři, jako např. **Fuchs** (2004), **Shiller** (2010) či **Kubicová, Komárek, Plašil** (2012) vznik (spekulativních) bublin spojují se subjektivními, psychologickými či psychologicky-behaviorálními faktory. I proto může být při provádění analýzy vlivu změny peněžní nabídky (nebo jakékoliv jiné proměnné) na vznik akciových bublin dosaženo odlišných výsledků. Obdobně je v této práci např. americká IT bublina analyzována v období 1995–2000, zatímco např. **Bordo, Wheelock** (2007) uvádějí jako období formování této bubliny roky 1994–2000. Z tohoto pohledu je tedy nutné při provádění analýz a komparaci dosažených výsledků s jinými studiemi zohledňovat právě zvolené časové období, jeho délku, charakter a periodu vstupních dat.

23 Přestože hodlá např. Japonská centrální banka od roku 2014 spustit časově neomezený odkup aktiv s cílem podpořit ekonomiku zasaženou hospodářskou krizí a deflací.

6 ZÁVĚR

Budeme-li uvažovat investora na americkém akciovém trhu, je pro něj nominální peněžní nabídka významným faktorem, který v dlouhodobém časovém období ovlivňuje akciové trhy, řádově se zpožděním 16–20, resp. 53 týdnů, v závislosti na zvoleném peněžním agregátu (M2, resp. MZM). Z hlediska makroekonomických faktorů, by měl takový investor věnovat pozornost hlavně peněžnímu agregátu MZM, jehož význam na index DJIA, především v posledních desetiletích narůstá. Dosažené výsledky potvrzují i **Carlson, Keen** (1996), kteří uvádějí, že od začátku 90. let dochází ke slábnutí vztahu právě mezi peněžním agregátem M2 (likviditou, rezervami) a ekonomickou aktivitou, zatímco roste význam agregátu MZM, tzn. skutečné peněžní nabídky (*secondary liquidity*).

Je ovšem diskutabilní, zda se bude investor rozhodovat o vstupu do (dlouhé) pozice pouze na základě historického vývoje nominální peněžní nabídky, její případné predikci do budoucna či na základě prohlášení centrálních bank a o budoucím navyšování peněžní nabídky. Na akciové kurzy totiž působí i další faktory, kdy některé kvantifikovat lze a jiné nikoliv a jedná se tedy o spíše subjektivní či psychologické vlivy. Právě tyto faktory bývají často označovány jako původci vzniku akciových bublin. Lze totiž tvrdit, že analytické modely, predikce a další analytické nástroje fungují pouze v dlouhodobém časovém horizontu a za předpokladu, že nedojde k neočekávané situaci, která trh posune o několik (desítek) procent výše či níže.

Znamená to tedy, že rozhodovat se o vstupu do pozice, pouze na základě vývoje nominální peněžní nabídky nemá pro dlouhodobého investora příliš velký význam, resp. je otázkou zda se bude investor rozhodovat na základě tohoto vývoje, protože v době realizace investice, či po dobu její životnosti, se mohou na trhu objevit různé anomálie, přinejmenším např. cenová bublina. Z dlouhodobého hlediska navíc vykazují akciové trhy růstový trend, který je narušen právě krátkodobými anomáliemi. A právě v době, jako např. vznik či prasknutí bubliny, kdy na trhu panuje nervozita a ceny jsou citlivé prakticky na jakékoliv informace je již situace odlišná. Právě v okamžiku vzniku novodobé akciové bubliny, byla totiž nominální peněžní nabídka označena za významný determinant takové situace. Z toho jednoznačně vyplývá, že v „nestandardních“ obdobích na akciových trzích roste významnost této proměnné a investor by jí měl věnovat patřičnou pozornost. Znamená to tedy, že z hlediska dlouhodobého vývoje může nominální peněžní nabídka představovat faktor, který ovlivňuje ceny akcií, potažmo celé akciové trhy, ale pro investora, který hodlá zainvestovat, nepředstavuje hlavní determinant, které mu by měl věnovat pozornost, pokud ovšem nevstupuje do pozice právě v době vznikající bubliny.

I vzhledem k budoucímu vývoji finančních a kapitálových trhů budou muset být investoři mnohem více racionální než v současné době, protože budou-li se centrální banky v budoucnu zbavovat obrovského množství nakoupených aktiv (což je v určitém okamžiku nevyhnutelné a banky k takovému kroku budou muset přistoupit), jistě se to neobejde bez reakce akciového trhu a investoři budou muset svá investiční rozhodnutí podložit právě např. odvětvovými či mikroekonomickými fundamenty.

Z provedených empirických analýz a jejich diskuze dále vyplynula další, zajímavá témata problematiky vztahu mezi peněžní nabídkou a vývojem akciových kurzů, která nejsou v současné době ještě podrobně zpracována a která by mohla přinést zajímavou

komparaci s výsledky této práce a její doplnění či rozšíření. Jedná se především o oblast případného zpřísnění monetární politiky, resp. snižování tempa růstu peněžní nabídky do budoucna, sledování vlivu peněžní nabídky na akciové kurzy do budoucna, zda bude peněžní nabídka při budoucím výskytu akciových bublin jejich významným determinantem či nikoliv, apod. Dalším možným směrem rozvoje této problematiky je např. analyzování vlivu peněžní nabídky na jiných trzích vzhledem k tamní struktuře portfolií domácností (např. Japonsko, kde drobní investoři mají většinu finančních prostředků v depozitních produktech) či zaměřit se na trhy, na základě kroků tamních centrálních bank (např. evropský trh a důsledky QE z ledna 2015).

Uvedená problematika vlivu nominální peněžní nabídky na akciové kurzy je zajímavým a aktuálním tématem, navíc v době, kdy se na trh dodávala či stále dodává nová likvidita (Evropa) a práce tak nabízí mnoho možností jejího dalšího rozvoje a komparaci výsledků. Tato práce tedy může sloužit jako komparující materiál s novými výsledky v této oblasti. V současné době sice existují různé zdroje zabývající se uvedenou problematikou, především na americkém trhu, které ovšem nejsou aktuální, nezahrnují především volatilní období posledních 10–15 let a přinášejí rozdílné výsledky. Dále tyto práce nerozlišují mezi peněžním agregátem M2 a MZM či využívají jiný akciový index (S&P 500). Z tohoto pohledu byl splněn stanovený cíl práce a její přínos, kdy práce přináší ucelený literární přehled zabývající se tímto tématem na americkém trhu. Dále byl identifikován a vyhodnocen vliv změny nominální peněžní nabídky na vývoj tohoto trhu za celé sledované období, vliv a působení peněžní nabídky na tento trh ve zvolených dílčích obdobích a vyhodnocen vliv nominální peněžní nabídky na vznik cenových bublin na americkém akciovém trhu.

SUMMARY

Monograph on the Causal Relation of Money Supply and American Stock Market deals with the effect of the change of nominal money supply on the American stock index in the studied period 1967–2014. The „Industrial“ stock index Dow Jones Industrial Average, which is considered a barometer of the development of American economy and stock market was chosen as a representative of the American stock market since it includes 30 largest American corporations with the highest liquidity (blue chips). The nominal money supply is represented by the wider monetary aggregate M2, which the mentioned authors use in their analyses too, analyzing additionally also the relation of MZM monetary aggregate preferred by some authors in performing stock analyses.

The empirical part of the study monitors the effect of nominal money supply in the period from January 1967 to December 2014. Within this empirical part, the studied period is divided into six time segments to capture current events on the market because the sufficiently long and current horizon covers interesting situations on the market. In a partial analysis, attention is paid also to the existence of price bubbles on the stock markets. The aim of the empirical analyses is to decide whether the nominal money supply on the given market represents a significant factor causing the occurrence of price bubbles.

Using both Czech and foreign sources, the empirical analyses apply standard methodological procedures the results of which are in the final part of the study confronted with relevant expert resources and embedded in a wider framework. Thus, the results of the study allow to discuss whether the nominal money supply is actually a significant factor for equity investors, which determines stock prices, and whether this factor is pivotal for explaining the development of stock markets either during a long period of time or in the period of equity bubbles.

The study also suggests other possible directions for the solution of the concerned issue the results of which can be compared with the results of this work.

SEZNAM TABULEK

Tab. I: Tržní kapitalizace akciových trhů	13
Tab. II: Tržní kapitalizace světových burz	14
Tab. III: Interpretace korelačního koeficientu.....	17
Tab. IV: Peněžní agregáty FEDu.....	25
Tab. V: Frekvence využívání akciových analýz ve vybraných zemích.....	26
Tab. VI: Tempo růstu peněžní nabídky a akciového trhu	44
Tab. VII: Popisné statistiky	45
Tab. VIII: Korelační matice	46
Tab. IX: Korelační koeficienty, opožděná korelace	47
Tab. X: Analýza reziduí pomocí OLS metody.....	48
Tab. XI: Analýza reziduí pomocí OLS metody, první difference.....	49
Tab. XII: Popisné statistiky stacionarizovaných časových řad	50
Tab. XIII: ADF test.....	52
Tab. XIV: Engel-Granger test kointegrace, první difference	52
Tab. XV: Grangerův test kauzality, první difference, řád zpoždění 12	54
Tab. XVI: Grangerův test kauzality, různá délka zpoždění	54
Tab. XVII: Grangerův test kauzality, různá délka zpoždění.....	57
Tab. XVIII: Čtvercové odchylky AIC a BIC od průměru	57
Tab. XIX: Stanovení dummy proměnných pro jednotlivá období.....	60
Tab. XX: Vícerozměrná regrese, pro agregát M2, zpoždění 6 měsíců	61
Tab. XXI: Vícerozměrná regrese, pro agregát MZM, zpoždění 12 měsíců.....	61
Tab. XXII: ADF test, první difference	64
Tab. XXIII: Grangerův test, období 1982–1987, různá délka zpoždění.....	65
Tab. XXIV: ADF test, první difference	66
Tab. XXV: Grangerův test, období 1995–2000, různá délka zpoždění.....	66
Tab. XXVI: ADF test, první difference.....	68
Tab. XXVII: Grangerův test, období 2003–2007, různá délka zpoždění	69

SEZNAM OBRÁZKŮ

Obr. 1: Bezriziková výnosová míra a meziroční inflace v USA 1982–2014	8
Obr. 2: Meziroční míra inflace (v %) v USA, 1967–2014.....	15
Obr. 3: Indikace autokorelace	18
Obr. 4: Emoce a racionalita při valuacích.....	22
Obr. 5: Vnitřní hodnota akcie.....	27
Obr. 6: Formování bubliny	38
Obr. 7: Vývoj základní úrokové sazby v USA, 1954–2014.	41
Obr. 8: Sektorové složení indexu DJIA v USD, k 30. 6. 2015.....	43
Obr. 9: Vývoj indexu DJIA a nominální peněžní nabídky	44
Obr. 10: Dataset graf vybraných proměnných	45
Obr. 11: Akciový index a nominální peněžní nabídko pomocí metody OLS.....	47
Obr. 12: Korelogram proměnných při aplikaci zpoždění	47
Obr. 13: Hustota uvažovaných proměnných	48
Obr. 14: Grafická analýza reziduí pro M2 a MZM při využití prvních diferencí	49
Obr. 15: Odhadovaná hustota proměnných DJIA, M2 a MZM.....	50
Obr. 16: Průběh prvních diferencí pro DJIA, M2 a MZM.....	51
Obr. 17: Vývoj na trhu USA, bližší analýza nemovitostní bubliny.....	55
Obr. 18: Rychlost oběhu peněz, sezónně očištěno.....	58
Obr. 19: Změna významnosti a vlivu peněžní nabídky na index DJIA v průběhu času.....	61
Obr. 20: Vývoj P/E indexu Dow Jones Industrial Average a indexu VIX.....	62
Obr. 21: Index DJIA a peněžní nabídka, 1982–1987.....	64
Obr. 22: Index DJIA a peněžní nabídka, 1995–2000.....	65
Obr. 23: Vývoj indexu DJIA a trhu NASDAQ	67
Obr. 24: Index DJIA a peněžní nabídka, 2003–2007.....	68
Obr. 25: Odhadovaná hustota a první difference agregátu MZM.....	68

POUŽITÉ ZDROJE

- ALATIQUI, S., FAZEL, S. *Can money supply predict stock prices?*. Journal for economic educators, 2008. Middle Tennessee State University, Business and economic research center. Vol. 8(2).
- AMBROSIO, F. J., KINNIRY, F. M. *Stock market volatility measures in perspective*. [online]. Vanguard investment counseling & research, 2009. No. 3 [cit. 2012-08-15].
Dostupné z [www](http://www.institutional.vanguard.com/iam/pdf/ICRSMV.pdf): <<http://www.institutional.vanguard.com/iam/pdf/ICRSMV.pdf>>.
- ARTL, J. *Finanční časové řady*. 1. vyd. Praha: Grada, 2003, 220 s. ISBN: 80-247-0330-0.
- ARTL, J. Časové řady typu I(0) a I(1). *Acta oeconomica pragensia* 6: (2), str. 7-11. VŠE Praha: 1998. ISSN 0572-3043.
- ARTL, J. *Kointegrace v jednorovnicových modelech*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1997. *Politická ekonomie* 45 (5) [online]. s. 733–746. [cit. 2011-11-02].
Dostupné z [www](http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_KJM_97.pdf): <http://nb.vse.cz/~arlt/publik/A_KJM_97.pdf>.
- BAKER, D. *The housing bubble and financial crisis*. [online]. *Real World Economic Review*, 2008, issue no. 46. [cit. 2013-01-12].
Dostupné z [www](http://paecon.net/PAERreview/issue46/Baker46.pdf): <<http://paecon.net/PAERreview/issue46/Baker46.pdf>>.
- BALDWIN, R., WYPLOSZ, CH. *Ekonomie evropské integrace*. 2. Vyd. Praha: Grada Publishing, a.s., 2008. 480 s. ISBN: 978-80-247-1807-1.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (BIS). *The role of asset prices in the formulation of monetary policy*. BIS conference papers, 1998.
- BANK OF JAMAICA (BOJ). *The measurement of money supply*. [online]. Paper pamphlets The measurement of money supply, Bank of Jamaica, 2010. [cit. 2011-10-12]. Dostupné z [www](http://www.boj.org.jm/uploads/pdf/papers_pamphlets/papers_pamphlets_The_Measurement_of_Money_Supply_.pdf): <http://www.boj.org.jm/uploads/pdf/papers_pamphlets/papers_pamphlets_The_Measurement_of_Money_Supply_.pdf>.
- BATINI, N., NELSON, E. *The lag from monetary policy actions to inflation: Friedman revisited*. [online]. Bank of England: External MPC unit discussion paper no. 6, 2002. [cit. 2011-12-07]. ISSN: 1748-6203. Dostupné z [www](http://www.bankofengland.co.uk/publications/externalmpcpapers/extmpcpaper0006.pdf): <<http://www.bankofengland.co.uk/publications/externalmpcpapers/extmpcpaper0006.pdf>>.
- BAUMÖHL, E. *Skúmanie jednosmerných závislostí medzi svetovými akciovými indexmi*. [online]. Ekonomická univerzita v Bratislave, 2008. [cit. 2012-05-20]. Dostupné z [www](http://www3.ekf.tuke.sk/konfera2008/zbornik/files/abstrakty/baumohl_a.pdf): <http://www3.ekf.tuke.sk/konfera2008/zbornik/files/abstrakty/baumohl_a.pdf>.
- BECKWORTH, D. *Money demand is stable after all...* [online]. *Macro and other market musings*, 2008. [cit. 2011-10-09].
Dostupné z [www](http://macromarketmusings.blogspot.com/2008/09/money-demand-is-stable-after-all_18.html): <http://macromarketmusings.blogspot.com/2008/09/money-demand-is-stable-after-all_18.html>.
- BELKE, A., BECKMANN, J. *Monetary policy and stock prices – Cross-country evidence from cointegrated VAR models*. *Journal of Banking & Finance*, 2015, Volume 54, pp. 254-265. ISSN: 0378-4266.
- BELLALAH, M., HABIBA, U. *Impact of Macroeconomic Factors on Stock Exchange Prices: Evidence from USA, Japan and China*. Thema Working Paper No. 2013–15. Université de Cergy Pontoise, 2013, France.
- BENAKOVIĆ, D., POSEDEL, P. *Do macroeconomic factors matters for stock returns? Evidence from estimating a multifactor model on the Croatian market*. *Business system research*, 2010. Vol. 01, No. 1-2. ISSN 1847-8344.
- BERNANKE, B. *Monetary policy and the stock market*. [online]. The federal reserve board, October, 2003. [cit. 2012-03-27]. Dostupné z [www](http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2003/20031002/default.htm): <<http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2003/20031002/default.htm>>.

- BERNANKE, B. S., LAUBACH, T., MISHKIN, F. S., POSEN, A. *Inflation targeting: lessons from the international experience*. Princeton: Princeton university press, 1999. 392 p. ISBN: 0-691-08689-3.
- BIANYING, X. *Interaction of stock price of listed companies and macro-economy of China*. Wuham University of science and technologies: Master's degree dissertation, 2004.
- BILSON, C. M., BRAILSFORD, T. J., HOOPER, V. J. *Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stocks market returns*. The Australian national university: 2000. Working papers series in finance 00-04.
- BJØRNLAND, H. C., LEITEMO, K. *Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market*. Journal of Monetary Economics, March 2009, Volume 56, Issue 56, pp. 275-282. ISSN: 0304-3932.
- BORDO, M. D., WHELOCK, D. C. *Stock market booms and monetary policy in the twentieth century*. Federal reserve bank of St. Louis, March/April 2007. Review, No. 89(2), pp. 91-122.
- BOUDOUKH, J., RICHARDSON, M. *Stock returns and inflation: a long-horizon perspective*. American Economic review, 1993, No. 83, pp. 1346-1355. ISSN: 0002-8282.
- BOUDOUKH, J., RICHARDSON, M., WHITELAW, R.F. *Industry returns and the Fisher effect*. Journal of finance, 1994, No. 49, pp. 1595-1615. ISSN: 1540-6261.
- BRAHMASRENE, T., JIRANYAKUL, K. *Cointegration and causality between stock index and macro-economic variables in a emerging markets*. Academy of Accounting and Financial Studies Journal, September, 2007.
- BRUNNER, K.. *Some major problems in monetary theory*. American Economic Review, 1961, pp. 47-56. ISSN: 0002-8282.
- BUTLER, CH. *Will the Fed's liquidity injection help stocks?* [online]. Butler, Lanz & Wagler, 19. 10. 2007. [cit. 2012-07-19]. Dostupné z www: <<http://www.blwinvestments.com/blog/will-feds-liquidity-injection-help-stocks#.UAFqr5FoRRE>>.
- CAGLI, E. C., HALAC, U., TASKIN, D. *Testing long-run relationship between stock market nad macro-economic variables in the presence of structural breaks: The Turkish case*. International research journal of finance and economics. Euro Journal Publishing: 2010. Issue 48. ISSN: 1450-2887.
- CAMPBELL, J., VUOLTEENAHU, Y. *Inflation illusion and stock prices*. American economic review, 2004. Nr. 94, pp. 19-23. ISSN: 0002-8282.
- CAMPBELL, J. Y., SHILLER, R. J. *Stock prices, earnings and expected dividends*. [online]. The Journal of Finance, 1988, Vol. 43, No. 3. [cit. 2011-10-15]. Dostupné z www: <http://kuznets.fas.harvard.edu/~campbell/papers/campbellshiller_jf1988.pdf>.
- CAPORALE, T., JUNG, CH. *Inflation and Real Stock Prices*. Applied Financial Economics, 1997, Issue 7, pp. 265-266. ISSN: 1466-4305.
- CARLSON, J. B., KEEN, B. D. *MZM: a monetary aggregate for the 1990s?*. Economic review, 1996. Quarter 2, Vol. 32, No. 2. ISSN: 0013-0281.
- CARTER, R. B. Van AUKEN, H. E. *Security analysis and portfolio management: a survey and analysis*. Journal of Portfolio Management, 1990. Vol. 8, Fall, pp. 17-21.
- CECCHETTI, S. G. *Money, banking and financial markets*. [online]. Mc Graw Hill, 2011. [cit. 2013-01-14]. Dostupné z www: <http://www.mhhe.com/economics/cecchetti/Cecchetti2_Ch17_MoneySupply.pdf>.
- CECCHETTI, S. G. *Price index convergence among United States cities*. International Economic Review 2002, no. 43: pp. 1081-1099.
- COHN, R. A., LESSARD, D. R. *The effect of inflation on stock prices; international evidence*. Journal of finance, 19814, No. 36, pp. 277-289. ISSN. 1540-6261.

- CORADO, CH., J. JORDAN, B. *Fundamentals of Investments: Valuation & management*. McGraw-Hill Companies; 2nd edition (October 17, 2001) | ISBN-10: 0072504439.
- CRESPO, C. J. *Can emerging asset price bubbles be detected?* [online]. OECD Economics department working papers, 2010, no.772. [cit. 2013-01-12]. Dostupné z www: <<http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/5kmdfmzmtmqjt.pdf?expires=1357994315&id=id&accname=guest&checksum=6B573462112AD131320FD15A95D46513>>.
- CRONIN, D. *The interaction between money and asset markets: A spillover index approach*. Journal of Macroeconomics, 2014, Volume 39, pp. 185–202. ISSN: 0164-0704.
- CROUSHORE, D. *Money&Banking: a policy oriented approach*. Cengage learning, 2006. ISBN: 978-0-618-16125-6.
- ČADIL, J. *Housing price bubble analysis - case of the Czech republic*. Prague Economic Papers, 2009, No. 1.
- ČÁMSKÝ, F. *Testování efektivnosti trhu*. Finančné trhy, odborný mesačník pre teóriu a prax finančných trhov, január 2005 [online]. [cit. 2011-04-25]. ISSN: 1336-5711. Dostupné z www: <<http://www.derivat.sk/index.php?PageID=61>>.
- DEEV, O., KAJUROVÁ, V., STAVÁREK, D. *Stock market speculative bubbles: the case of Visegrad countries*. [online]. In Mathematical methods in Economics 2012, Karviná, 2012. [cit. 2013-01-12]. Dostupné z www: <http://mme2012.opf.slu.cz/proceedings/pdf/019_Deev.pdf>.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. *Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root test*. Journal of the american statistical association, 1979. p. 427–431.
- DILLÉN, H., SELLIN, P. *Financial bubbles and monetary policy*. Economic Review [online]. Stockholm: Sveriges Riksbank, 2003. [cit. 2011-04-25]. Dostupné z www: <http://www.riksbank.com/upload/Dokument_riksbank/Kat_publicerat/Rapporter/2003_3.pdf>.
- DIVIŠ, K., TEPLÝ, P. *Informační efektivnost burzovních trhů ve střední Evropě*. In „Rozvoj české společnosti v Evropské unii“. [online] Karlova univerzita v Praze, 2005. [cit. 2011-05-25]. Dostupné z www: <http://veda.fsv.cuni.cz/doc/KonferenceRCS/ek_divis.pdf>.
- DJINDEXES. Dow Jones Industrial Average Factsheet. [online]. [cit. 2015-07-03]. Dostupné z www: <https://www.djindexes.com/mdsidx/downloads/fact_info/Dow_Jones_Industrial_Average_Fact_Sheet.pdf>
- DOUGLAS, E. F. *Early speculative bubbles and increase in the supply of money*. Ludwig von Mises institute, 2009. ISBN: 978-1-933550-44-2.
- DWYER, G. P., HAFER, R., W. *Are money growth and inflation still related?*. Federal reserve bank of Atlanta, 1999. Economic review, second quarter.
- EICHENGREEN, B., TONG, H. *Stock market volatility and monetary policy: What the historical record shows*. [online]. University of California, Berkley, August 2003. [cit. 2012-08-15]. Dostupné z www: <<http://emlab.berkeley.edu/~eichengr/research/sydneywithhui9sep26-03.pdf>>.
- ELY, D. P., ROBINSON, K. J. *Stock returns and inflation: further test of the role of central banks*. Financial industry studies working paper, Federal Reserve Bank of Dallas, 1991. Nr. 91 (1).
- ENDERS W. *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, Ltd. New York, 1995.
- ENGLAND, S. F. *The Federal reserve Board and the stock market bubble: the relationship is more complex than it appears*. [online]. Business Economics, April, 2003. [cit. 201-08-02]. Dostuné z www: <<http://www.highbeam.com/doc/1G1-102662133.html>>.
- FAMA, E. F. *The behavior of stock marketprice*. Journal of Business, 1965, Volume 38, Issue 1, pp. 34–105. ISSN: 0021-9398.
- FAMA, E. F. *Efficient capital markets: a review of theory and empirical work*. New York: Journal of finance, vol 25, issue 2. May 1970.

- FAMA, E. F. *Stock Returns, real Activity, Inflation, and Money*. The American Economic Review, 1981, Issue 71, pp. 545–564. ISSN: 0002-8282.
- FAMA, E. F. *Inflation, Output, and Money*, Journal of Business, 1982, Issue 55, pp. 201–231. ISSN: 0148-2963.
- FAMA, E. F., SCHWERT, G. W. Asset returns and inflation. Journal of financial economics, 1977. Vol. 5, pp. 115–146.
- FARRELL, J. *Analysing covariation of returns to determine homogenous stock groupings*. Journal of Business, vol. 47, No. 2, April 1974. p.186–207.
- FEDERAL BANK OF NEW YORK (FEDNY). *The money supply*. [online]. Fedpoints, Monetary policy, July, 2008. [cit. 2011-10-12]. Dostupné z www: <<http://www.ny.frb.org/aboutthefed/fedpoint/fed49.html>>.
- FEDERAL RESERVE SYSTEM (FED). *Money stock measures*. [online]. Boards of governors of the Federal reserve System, 6. October, 2011. Dostupné z www: <<http://www.federalreserve.gov/releases/h6/hist/h6hist1.txt>>.
- FLANNERY, M., PROTOPAPADAKIS, A. *Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns*. Oxford university press: The review of financial study, 2001. p. 751–782.
- FLECKENSTEIN, W. A., SHEEHAN, F. *Greenspanovy bubliny: iracionální nadšení na kapitálových trzích*. Vyd. 1. Překlad Radim Laník. Brno: Computer Press, 2009, 167 s. Investice. ISBN 978-80-251-2605-9.
- FORESTI P. *Testing for Granger causality between stock prices and economic growth*. Munich personal RePEc archive, November 2007. MPRA paper no. 2962.
- FRED. *Federal reserve economic data – FRED – St. Louis Fed*. [online]. Federal reserve bank of St. Louis, 2015a. [cit. 2015-06-30]. Dostupné z www: <<http://research.stlouisfed.org/fred2/series/DGS3MO/downloaddata>>.
- FRED. *Federal reserve economic data – FRED – St. Louis Fed*. [online]. Federal reserve bank of St. Louis, 2015b. [cit. 2015-06-30]. Dostupné z www: <<http://research.stlouisfed.org/fred2/series/CPIAUCNS/downloaddata>>.
- FRED. *Federal reserve economic data – FRED – St. Louis Fed*. [online]. Federal reserve bank of St. Louis, 2015c. [cit. 2015-07-05]. Dostupné z www: <<http://research.stlouisfed.org/fred2/series/M2V/downloaddata>>.
- FRED. *Federal reserve economic data – FRED – St. Louis Fed*. [online]. Federal reserve bank of St. Louis, 2015d. [cit. 2015-07-05]. Dostupné z www: <<https://research.stlouisfed.org/fred2/series/MZMV/downloaddata>>.
- FRED. *Federal reserve economic data – FRED – St. Louis Fed*. [online]. Federal reserve bank of St. Louis, 2015e. [cit. 2015-07-05]. Dostupné z www: <<https://research.stlouisfed.org/fred2/series/VIXCLS/downloaddata>>.
- FRED. *Federal reserve economic data – FRED – St. Louis Fed*. [online]. Federal reserve bank of St. Louis, 2015f. [cit. 2015-07-05]. Dostupné z www: <<https://research.stlouisfed.org/fred2/series/NASDAQCOM/downloaddata>>.
- FRIEDMAN, M. *The case for flexible exchange rates*. Essays in Positive Economics. Chicago: Chicago university press, 1969.
- FRIEDMAN, M. *The lag in effect of monetary policy*. Journal of Political Economy, 1961, pp. 447–466. ISSN: 0022-3808.
- FRIEDMAN, M., SCHWARTZ, A. J. *Money and business cycles*. The Review of Economics and Statistics, 1963, Issue 63, pp. 52–64. ISSN: 0034-6535.
- FUCHS, D. *Finanční trhy: distanční opora studia*. Masarykova univerzita v Brně, Ekonomicko-správní fakulta, 2004. ISBN 8021035269, stran 106.

- GERLACH, S., SVENSSON, L. E. O. *Money and inflation in the Euro area: A case for monetary indicators?* [online]. Goethe University of Frankfurt, 2001. [cit. 2012-06-10]. Dostupné z www: <<http://www.stefangerlach.com/gs.pdf>>.
- GESKE, R., ROLL, R. *The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation*, *Journal of Finance*, 1983, Issue 38, pp.1-33. ISSN: 1540-6261.
- GLADIŠ, D. *Naučte se investovat*. 2. rozš. vyd. Praha: Grada, 2005, 174 s. ISBN 80-247-1205-9.
- GOBRY, P. *Burzovní indexy a trhy burzovních indexů*. Praha: HZ Praha, 1996. 109 s. ISBN: 80-901495-9-6.
- GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. *Spurious regressions in econometrics*. *Journal of econometrics*, 1974. p. 111–120.
- GRANNIS, S. *The counterintuitive relationship between money growth and inflation*. [online]. California Beach Pundit, April, 2010. [cit. 2011-10-12]. Dostupné z www: <http://scottgrannis.blogspot.com/2010_04_01_archive.html>.
- GREENSPAN, A. *Economic volatility*. [online]. The federal reserve board, 2002. [cit. 2012-05-25]. Dostupné z www: <<http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2002/20020830/>>.
- GREENSPAN, A. *Risk and uncertainty in monetary policy*. *American Economic Review*, 2004, 94. pp. 33–40.
- GREENSPAN, A. *The crisis*. [online]. Brookings, 2010. [cit. 2012-06-15]. Dostupné z www: <http://www.brookings.edu/~media/projects/bpea/spring%202010/2010a_bpea_green-span.pdf>.
- GUPTA, M. C. *Money supply and stock market: a probabilistic approach*. *Journal of finance and quantitative analysis*, 9(1). 1974.
- HABIBULLAH, M. *Money, output, stock prices in Malaysia: Further evidence*. *Borneo review*, 1998.
- HABIBULLAH, M. S., BAHARUMSHAH, A., Z. *Money, output and stock prices in Malaysia: an application of the cointegration test*. [online]. *International Economic Journal*, volume 10, number 2, Summer 1996. [cit. 2012-01-11]. Dostupné z www: <http://147.46.167.195/~kiea/IEJ/vol10_2/Su7.pdf>.
- HAMILTON, J. D., HERRERA, A. M. *Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: The role of monetary policy*. [online]. University of San Diego, June 2000. [cit. 2012-05-16]. Dostupné z www: <<http://dss.ucsd.edu/~jhamilto/bgwjun01.pdf>>.
- HANOUSEK, J., NOVOTNÝ, J. *Price jumps in visegrad-country stock markets: A empirical analysis*. [online]. CERGE-EI, 2012. [cit. 2013-01-12]. Dostupné z www: <http://home.cerge-ei.cz/hanousek/HN_EMR_A_8.pdf>.
- HANOUSEK, J., FILER, R. K. *The relationship between economic factors and equity markets in Central Europe*. *Economics of transition*, 8 (3) 2000. 623–638.
- HATRÁK, M. *Ekonometria*. Bratislava: IURA EDITION, 2007, 502 s. ISBN 978-80-8078.
- HAUGEN, R. A., BAKER, N. L., *Case closed*. [online]. Social science research network, 2008. [cit. 2012-12-26]. Dostupné z www: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1306523>.
- HAYEK, A. F. *New studies in philosophy, politics and the history of ideas*. Taylor&Francis 1978. 314 str. ISBN: 0-7100-8724-1.
- HELLMAN, N. *Investor Behaviour*. Stockholm school of economics: Stockholm, 2000. ISBN 91-7258-543-9.
- HENDL, J. *Přehled statistických metod zpracování dat*. Vyd. 1. Praha: Portál, 2004. 584 s. ISBN: 80-7178-820-1.
- HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J. *Statistika pro ekonomy*. 8. Vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. 420 s. ISBN 978-80-86946-43-6.

- HO, M. *The stock market and the money supply*. [online]. The USF College of Business, 2006. [cit. 2012-07-16]. Dostupné z www: <<http://www.sdamerican.com/osmikhail/Eco6226/2006/presentations/ECO6226-Minh-hatHo.ppt>>.
- HOLMAN, R. A kol. *Dějiny ekonomického myšlení*. Praha: C. H. Beck, 2005. 3. Vyd. ISBN 80-7179-380-9.
- HOLT, J. *A summary of the primary causes of the housing bubble and resulting credit crisis: Anon-technical paper*. [online]. The journal of business inquiry, 2009, volume 8, no. 1, pp. 120–129. [cit. 2013-01-12]. Dostupné z www: <<http://www.uvu.edu/woodbury/jbi/volume8/journals/SummaryofthePrimaryCauseoftheHousingBubble.pdf>>.
- HUMAYUN, F. Monetary overhang will continue to create bubbles. [online]. Seeking Alpha, 2012. [cit. 2012-08-06]. Dostupné z www: <<http://seekingalpha.com/article/766191-monetary-overhang-will-continue-to-create-bubbles?source=feed>>.
- HORSKÁ, H. Český akciový trh – jeho efektivnost a makroekonomické souvislosti. Institut pro ekonomickou a ekologickou politiku, Vysoká škola ekonomická v Praze – Fakulta národohospodářská, katedra hospodářské politiky. Working paper No. 7/2003.
- HUANG, J. T., KAO, A. P., CHIANG, T. F. *The Granger Causality between Economic Growth and Income Inequality in Post-Reform China*. [online]. In Shih-Hsin Conference, 2004. [cit. 2015-07-05]. Dostupné z www: <<http://econ.shu.edu.tw/conference/2004/PDF/1-B-01.pdf>>.
- HUMPE, A., MACMILLAN, P. *Can macroeconomic variables explain long term stock market movements? a comparison of the US and Japan*. [online]. Centre for dynamic macroeconomic analysis, Working paper series, October 2007. [cit. 2012-08-07]. Dostupné z www: <<http://www.st-andrews.ac.uk/CDMA/papers/wp0720.pdf>>.
- HUSAIN, F., MAHMOOD, T. *Monetary expansion and stock returns in Pakistan*. The Pakistan Development review, winter 1999. s. 769–776.
- CHEN, N., ROLL, R., ROSS S. A. *Economic forces and the stock market*. The journal of business, 59(3), 1986. pp. 383 – 403. ISSN: 0148-2963.
- CHROMEČEK, M. *Dlouhodobé efekty monetární politiky: může ČNB ovlivnit ekonomický růst?* [online]. Brno: Masarykova univerzita – Centrum výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky, 2006. [cit. 2011-12-06]. ISSN: 1801-4496. Dostupné z www: <<http://is.muni.cz/do/1456/soubory/oddeleni/centrum/papers/wp2006-12.pdf>>.
- IOANNIDIS, CH., KONTONIKAS, A. *Monetary policy and the stock market: Some international evidence*. [online]. University of Glasgow, 2006. [cit. 2012-06-10]. Dostupné z www: <http://www.gla.ac.uk/media/media_219105_en.pdf>.
- INVESTORFRIEND. *DJIA P/E rati, DJIA earnings and Dow Jones Industrial Average fair price*. [online]. InvestorFriend, 2015. [cit. 2015-07-07]. Dostupné z www: <<http://www.investorsfriend.com/djia-valuation/>>.
- ISSING, O. *Background studies for the ECB's evaluation of its monetary policy strategy*. [online]. November 2003. [cit. 2012-03-16]. Dostupné z www: <http://www.ecb.int/pub/pdf/other/monetarypolicystrategyreview_backgrounden.pdf>.
- ITO, T. *The Japanese economy*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1994. 474 pp. ISBN: 0-262-09029-5.
- IZÁK, V. *Nabídka peněz - endogení nebo exogení?* Finance a úvěr, Praha: Economica, 1995. č. 6/1995, str. 291–303.
- JAFFE, J. F., MANDELKER. *The Fisher Effect for risky assets: An empirical investigation*. Journal of Finance, 1977. Vol. 32, 447–458.

- JAPAN POST BANK (JSDA). *Household financial assets*. [online]. Business overview, 2009. [cit. 2012-09-06]. Dostupné z WWW: http://www.jp-bank.japanpost.jp/en/aboutus/pdf/en2009_05.pdf.
- JENG, C. C., BUTLER, J. S., LIU, J. T. *The information efficiency of the stock market: The international evidence of 1921–1930*. Economics Letters, 1990, pp. 157 - 162.
- JIANG et al. *Bubble diagnosis and prediction of the 2005–2007 and 2008–2009 Chinese stock market bubble*. [online]. Swiss Finance institute, 2009, Research paper series no. 9–39. [cit. 2013-01-12]. Dostupné z www: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1479479.
- JOCHEC, L. *Analýza závislosti ve vývoji akciových trhů a ekonomiky*. Brno, 2010. 88 s. Diplomová práce. Mendelova univerzita v Brně.
- KANDIR, S. Y. *Macroeconomic variables, firm characteristics and stock returns: evidence from Turkey*. International research journal of finance and economics, issue 16, 2008. ISSN: 1450-2887.
- KAPOUNEK, S. *Poptávka po penězích v keynesiánských a postkeynesiánských konceptech – příklad České republiky a eurozóny*. Acta Universitatis agriculturae et silviculturae Mendelianae Brunensis: Acta of Mendel University of agriculture and forestry Brno. Acta Mendelovy zemědělské a lesnické univerzity v Brně. 2010. sv. LVII, č. 6, s. 209–225. ISSN 1211-8516.
- KENNEDY, P. *A guide to econometrics*. Willey Blackwell, 2008.
- KIMURA, T., KORUZOMI T. *Optimal monetary policy in a micro-founded model with parametr uncertainty*. Finance and economics discussion series, 2003. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- KINDLEBERGER, CH. P. *Manias, panics and crashes: a history of financial crises*. New York: Wiley, 1996. 3rd edition.
- KINDLEBERGER, CH. P. *Manias, panics, and crashes: a history of financial crises*. 4th ed. New York: Wiley, 2000, xii, 290 p. ISBN 04-713- 8945-5.
- KING. B. *Market and industry factors in stock price behaviour*. [online]. The Journal of Business, University of Chicago Press. January 1966. Vol. 39. Page 139. [cit. 2011-06-10]. Dostupné z www: http://intranet.wiut.uz/files/Benjamin_King_Market_and_Industry_Factors_in_Stock_Price_Behavior_0.pdf.
- KENT, CH., LOWE, P. *Asset-price bubbles and monetary policy*. [online]. Reserve Bank of Australian, 1997. Research discussion paper. [cit. 2012-06-30]. Dostupné z www: <http://www.rba.gov.au/publications/rdp/1997/pdf/rdp9709.pdf>.
- KERAN, M., W. *Expectations, money and the stock market*. Federal reserve bank of St. Louis, January 1971, nr. 5, pp. 16–32.
- KOHOUT, P. *Čínské problémy a rakouská teorie*. 2005. [online]. [cit. 2011-12-02]. Dostupné z www: http://pavelkohout.blogspot.com/2005_01_01_archive.html.
- KOHOUT, P. *Co je motorem hospodářského růstu*. 2007. [online]. [cit. 2011-12-01]. Dostupné z www: <http://blog.aktualne.centrum.cz/blogy/pavel-kohout.php?itemid=1785>.
- KOHOUT, P. *Akcioměr*. [online]. Akcioměr, Indikátor nadhodnocenosti nebo podhodnocenosti akciového trhu, 2009. [cit. 2012-05-14]. Dostupné z www: http://www.akciomer.com/php_aplikace/ag25/ag25_download.php?root=../&cestaDataIndex=0&servName=redakcniDownload_0192.xyz&dwnName=Akciomer_24_11_2009_komentar.doc.
- KOHOUT, P. *Investiční strategie pro třetí tisíciletí*. 6. Vyd. Praha: Grada Publishing 2010. ISBN: 978-80-247-3315-9.
- KOMÁREK, L., KUBICOVÁ, I. *The classification and identification of asset price bubbles*. Czech journal of economics and finance, 2011. No. 1.

- KORDA, J. *Kauzalita jako metodologický problém ekonomie*. Vysoká škola ekonomická v Praze: Electronic journal for philosophy, 2007. [online]. [cit. 2011-11-09]. Dostupné z www: <<http://nb.vse.cz/kfil/elogos/science/korda2007.pdf>>.
- KRAFT, J. KRAFT, A. *Determinants of commonstock price: a time series analysis*. The journal of finance, 32 (2). 1977.
- KRANTZ, M. *Fundamental analysis for dummies*. Wiley Publishing, 2010. 384 pages. ASIN: B002U3CD14.
- KUBICOVÁ, I., KOMÁREK, L., PLAŠIL, M. *Analýza makrofinančních rizik a jejich přenosů v kontextu zranitelnosti české ekonomiky*. Studie Národohospodářského ústavu Josefa Hlávky 6/2012.
- KULHÁNEK, L., MATUZSEK, S. *Peněžní zásoba a vývoj akciových trhů v České republice, Slovenské republice a ve vybraných zemích*. Mezinárodní vědecká konference Národohospodářské fakulty Ekonomické univerzity v Bratislavě „Znalostná ekonomika – nové výzvy pre nárohodospodársku vedu“. Ekonomická univerzita v Bratislavě 2006.
- KUMAR, A. *An empirical analysis of causal relationship between stock market and macroeconomic variables in India*. [online]. International Journal of Computer Science & Management Studies. Vol. 11, Issue 01, May 2011. [cit. 2012-04-10]. Dostupné z www: <<http://ijcsms.com/journals/Paper2.pdf>>.
- KWON, C.S., SHIN, T. S. *Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns*. Global Finance Journal, 1999. No 10:1.pp. 71-81. ISSN: 1044-0283.
- LASTRAPES, W.D. *International evidence on equity prices, interest rates and money*. Journal of International Money and Finance, 1998, Issue 17, Volume 3, pp. 372–406. ISSN: 0261-5606.
- LIEBOWITZ, S. J. *Anatomy of a train wreck*. [online]. Independent policy report, 2008. [cit. 2015-07-02]. Dostupné z www: <http://www.independent.org/pdf/policy_report/2088-10-03-trainwreck.pdf>.
- LINTNER, J. *Inflation and common stock prices in a cyclical context*. National Bureau of Economic Research Annual Report, 1973.
- LINTER, J. *Inflation and Security Returns*, *The Journal of Finance*, 1975, Volume 30, Issue 2, pp. 259–280. ISSN: 1540-6261.
- LONSDONSTOCKEXCHANGE. *Market factsheet archive*. [online]. London Stock Exchange main market factshett, December 2014. [cit. 2015-07-13]. Dostupné z www: <<http://www.londonstockexchange.com/statistics/historic/main-market/main-market-factsheet-archive-2014/dec-14.pdf>>.
- LORD, CH. G., ROSS, L., LEPPER, M. R. *Biased assimilation an attitude polarisation: The effect of prior theories on subsequently considered evidence*. Journal of personality a social psychology, 1979, No. 37, pp. 2098-2109. ISSN: 0022-3514.
- LOWN, C., PERISTRIANI, S., ROBINSON, K., J. *What was behind the M2 breakdown?* Federal reserve bank of New York, Staff reports, August 1999. Number 83.
- LUCCA, D. O., MOENCH, E. *The pre-FOMC announcement drift*. [online]Federal reserve bank of New York, Staff report no. 512, 2012. [cit. 2012-07-19]. Dostupné z www: <http://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr512.pdf>.
- MACH, P. *Kurzový a monetární vývoj české ekonomiky po roce 1989 ve vztahu k inflaci a hrubému domácímu produktu*. Diplomová práce, Vysoká škole ekonomická v Praze, 1999.
- MANKIW, G. N. *Zásady ekonomie*. Praha: Grada Publishing a.s., 1999, 763 s. ISBN: 8071698911.
- MALLIARIS, A. G., URRUTIA, J. L. *An Empirical Investigation Among Real, Monetary and Financial Variables*. *Economics Letters*, October 1991, pp. 151–158.
- MARHINSEN, J., E. *Managing in a global economy: demystifying international macroeconomics*. Cengage Learning, 2008. Počet stran: 746 ISBN 0324545363, 9780324545364.

- MASKAY, B. *Analyzing the Effect of Change in Money Supply on Stock Prices*, *The Park Place Economist*: 2007, Vol. 15.
- MAYSAMI, R. C., KOH, T. S. . A *Vector Error Correction Model of the Singapore Stock Market*. International Review of Economics and Finance, 2000.
- MAYSAMI, R. C., HOWE, L., C., HAMZAH, M., A. *Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore 's all-s sector indices*. [online]. JournalPengurusan, 2004. [cit. 2012-01-15]. Dostupné z www: <http://www.ukm.my/penerbit/jurnal_pdf/Jp24-03.pdf>.
- McADAM, P. US, *Japan and the Euro area: Comparing business-cycle features*. ECB: 2003, Working paper 283.
- McCANDLESS, G. T., WEBER, W., E. *Some monetary facts*. Federal reserve bank of Minneapolis, 1995. Quarterly review 19, no. 3:2-11.
- MIYAKOSHI, T. LI K. SHIMADA, J. 2007 *Hong Kong stock price bubble*. [online]. Nanyang Technological University. In 13th International convention of the East Asian Economic Association (EAEA), 2012. [cit. 2013-01-12]. Dostupné z www: <submitpapers\papers\167\FullMiyakoshi9.pdf>.
- MIYAO, R. *Does a cointegrating M2 demand relation really exist in the United States?* Journal of Money, credit and banking, August 1996, vol. 28, no. 3, p. 365–380.
- MOOKERJEE, R. *Monetary Policy and the Informational Efficiency of the Stock Market: The Evidence from Many Countries*. Applied Economics, November 1987, pp. 1521–1532.
- MORÁVKA, J. *Kointegrační analýza nestacionárních veličin*. [online]. In Conference technical computing, Praha, 2006. [cit. 2012-03-31]. Dostupné z www: <http://dsp.vscht.cz/konference_matlab/MATLAB06/prispevky/moravka/moravka.pdf>.
- MORRIS, J. J., ALAM, P. *Analysis of the Dot-com bubble*. [online]. Social science research network, 2008. [cit. 2013-01-14]. Dostupné z www: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1152412>.
- MUHAMMAD, N., RASHEED, A. *Stock prices and exchange rates: are they related? Evidence from south asian countries*. The Pakistan Development review, 41:4, 2002, pp. 535–550. ISSN: 0030-9729.
- MUKHERJEE, T., NAKA, A. *Dynamic linkage between macroeconomic variables and Japanese stock market: an application of a Vector Error Correction Model*. Journal of Finance, 1995. pp.461–471. ISSN: 1540-6261.
- MUNZI, T. HLAVÁČ, P. *Vliv cílování inflace na povahu peněžní nabídky a finanční nerovnováhy*. Vysoká škola ekonomická v Praze, 2011. Politická ekonomie 4/2011. ISSN: 0032-3233.
- MUSÍLEK, P. *Změny makroekonomických veličin a akciové kurzy*. Finance a úvěr, 47, 1997, č.3.
- NELSON, C., R. *Inflation and rates of return on common stocks*. *Journal of Finance*, 1976. Vol. 31, pp. 471–83.
- NĚMEC, J. *Záchranáři poslední instance*. EKONOM. Praha: Economia, 2012. Ročník LVI, č. 36, str. 7–11. ISSN: 1210-0714.
- NOVOTNÝ, R. *Centrální banky a bubliny*. Fond Shop, 2012. č. 7/2012. ISSN: 1211-7277.
- NÝVLTOVÁ, R., REŽŇÁKOVÁ, M. *Mezinárodní kapitálové trhy: zdroj financování*. 1. Vyd. Praha: Grada Publishing, a.s., 2007. 224. s. ISBN: 978-80-247-1922-1.
- OFEK, E., RICHARDSON, M. *Dot.com mania: A survey of market efficiency in the Internet sector*. Working paper, New York University, 2001.
- OLBERT, I. *Stock valuation methods offmancial analysts in a thin stock market in Sweden, with comparisons to the United Kingdom and the United States*. International Journal of Accounting, 1994. Vol. 29, No.2, pp. 123–135.

- OUDET, B., A. *The variation of the returns on stock in periods of inflation*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1973. Vol. 8, pp. 247–258.
- PEARCE, D. K., ROLEY, V. V. *Stock prices and economic news*. The journal of business, 58 (1). 1985.
- PEPPER, G. *Money, Credit and Asset Prices*. Palgrave Macmillan, March 1994. ISBN: 9780230375932.
- PHILLIPS, P. C. B. *Understanding spurious regressions in econometrics*. [online]. Journal of econometrics 33 (1986). [cit. 2012-06-10]. Dostupné z www: <<http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p06b/p0667.pdf>>.
- PINDYCK, R., RUBINFELD, D. *Econometric Models and Econometric Forecasts*, New York: McGraw-Hill, 4. vyd., prosinec 2000, 654 s. ISBN: 978-0071188319.
- PIKE, R., MEERJANSSEN, J., CHADWICK, L. *The appraisal of ordinary shares by investment analysts in the UK and Germany*, Accounting and Business Research, 1993. Vol. 23, Autumn, pp 489–499.
- PLAEHN, T. *P/E ratios for the Dow Jones Industrial Average*. [online]. ZACKS. Our research, your succes, 2015. [cit. 2015-07-07]. Dostupné z www: <<http://finance.zacks.com/p-e-ratios-dow-jones-industrial-average-6267.html>>.
- POIRÉ N. P. *The money effect*. Barron's business and financial weekly magazine: August, 2000.
- POLANSKÝ, I. *Psychologie investorů*. [online]. Fond Shop, 2010. [cit. 2012-11-30]. Dostupné z www: <<http://www.fondshop.cz/index.asp?id=27&action=psychologie-investoru>>.
- POLOUČEK, S. A kol. *Peníze, banky, finanční trhy*. 1. Vydání. Praha: C. H. Beck, 2009, 415 s. ISBN 978-80-7400-152-9.
- POSEN, A. *Why central banks should not burst bubbles*. International finance, 2006. Vol. 9, No. 1, pp. 109–124.
- POSEN, A., S. *It takes more than a bubble to become Japan*. Institute for international economics. Working paper No. 03, 10/2003.
- POŠTA, V. *Role fundamentálních faktorů při analýze chování Pražské burzy*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2010. [online]. [cit. 2011-11-30]. Dostupné z www: <www.vse.cz/polek/download.php?jnl=eam&pdf=74.pdf>.
- RAPACH, D. E., WOHAR, M. E. RANGVID, J. *Macro variables and international stock return predictability*. International journal of forecasting, 2005.
- REJNUŠ, O. *Cenné papíry a burzy*. 1. Vyd. Brno: Akademické nakladatelství Cerm, s.r.o., 2009. 398 s. ISBN 978-80-214-3805-7.
- REJNUŠ, O. *Finanční trhy*. 4., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Grada, 2014, 760 s. Partners. ISBN 978-80-247-3671-6.
- REJNUŠ, O. *Teorie a praxe obchodování s cennými papíry*. 1. Vyd. Praha: Computer press, 2001. ISBN: 80-7226-571-7.
- REVENDA, Z. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 4. vyd. Praha: Management Press, 2005, 627 s. ISBN 80-7261-132-1.
- RITTER, J. R., WARR, R. S. *The decline of inflation and the bull market of 1982–1999*. Journal of financial and quantitative analysis, 2002. 37(1), pp. 29–61. ISSN: 0022-1090.
- RODRIGUE, J. P. *Bubbles, Manias and Bears, oh my...* Jean-Paul Rodrigue [online]. 2006 [cit. 2015-00-05]. Dostupné z: http://people.hofstra.edu/jeanpaul_rodrigue/jpr_blogs.html
- ROGALSKI, R. J., VINSO, J. D. *Stock Returns, Money Supply and The Direction of Causality*. The Journal Of Finance, 1977. No 32. pp. 1017–1030.
- ROLNICK, A. J., WEBER, W. E. *Inflation, money, and output under alternative monetary standards*. Research department staff report 175. Federal reserve bank of Minneapolis, 1994.

- ROTHBARD, M. N. *America's great depression*. Alabama: Mises institute, 2000. Fifth edition, 409 p. ISBN: 0-945466-05-6.
- ROZEFF, M. S. *Money and stock prices, Market efficiency and the lag in effect of monetary policy*. Journal of Financial Economics, 1974, 1.
- SELLIN, P. *Monetary Policy and the Stock Market: Theory and Empirical Evidence*. Journal of Economic Surveys, 15: p. 491–541, September 2001.
- SEWELL, M. *Longitudinal data analysis*. [online]. Cambridge, 2001. [cit. 2012-06-14]. Dostupné z [www: <http://martinsewell.com/causality/Zorn01.pdf>](http://martinsewell.com/causality/Zorn01.pdf).
- SHAOPING, CH. *Positivist analysis on effect of monetary policy on stock price behaviors*. Proceedings of 2008 conference on regional economy and sustainable developmentm, 2008. ISBN 978-0-646-50352-3.
- SHARPE, S. A. *Reexamining stock valuation and inflation: The implication of analysts earnings forecast*. Review of economics and statistics, 2002. Nr. 84, pp. 632 - 648. ISSN: 0034-6535.
- SHEINKMAN, J. A., XIONG, W. *Overconfidence and speculative bubbles*. Journal of Political Economy, 2003, Volume 111, No. 6. ISSN: 0022-3808.
- SHILLER, R., J. *Investiční horečka: iracionální nadšení na kapitálových trzích*. Praha: Grada Publishing, a.s., 2010. 296 s. ISBN: 978-80-247-2482-9.
- SHILLER, R., J. *Diverse views on asset bubbles*. Federal reserve bank of Chicago and World bank group, 2003.
- SHIRATSUKA, S. *Asset price bubble in Japan in the 1980s: lesson for financial and macroeconomica stability*. [online]. Bank of Japan: Institute for monetary and economic studies, 2003. [cit. 2011-12-14]. Dostupné z [www: <http://www.imes.boj.or.jp/english/publication/edps/2003/03-E-15.pdf>](http://www.imes.boj.or.jp/english/publication/edps/2003/03-E-15.pdf).
- SHOSTACK, F. *Making sense of money supply data*. [online]. Ludwig von Mises Institute, December 17, 2003. [cit. 2011-05-13]. Dostupné z [www: <http://mises.org/daily/1397>](http://mises.org/daily/1397).
- SHUKAIRI, N. M, et al. *The relationship between inflation and stock prices*. International Journal of Research and review in Applied Science, 2012. Nr. 10 (1). ISSN: 2076-734X.
- SOJKA, M. *Dějiny ekonomických teorií*. Vyd. 1. Praha: Havlíček Brain Team, 2010, 541 s. ISBN 978-80-87109-21-2.
- SORENSEN, E. H. *Rational Expectations and the Impact of Money upon Stock Prices*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1982, Volume 17, Issue 5, pp. 649–62. ISSN: 0022-1090.
- SOWEL, T. *The housing boom and bust*. New York: Basic books, 2009. 256 p. ISBN: 978-0465019861.
- SPRINKEL, B. *Money and stock prices*. Illinois: Richard D Irwin, 1964. ISBN: 978-0256005134.
- STOWE, J. D. *Analysis of equity investment: Valuation*. Baltimore: AIMR, 2002. ISBN: 0-935015-76-0.
- SUBHANI, M., I. *Monetary Shocks or Real Shocks, Which matters the most for Share Prices*. Information Management and Business Review: 2011. Vol. 2, No. 6 (2011): pp. 246–251.
- SVOBODA, M. *Možnosti měnové regulace z pohledu postkeynesovské ekonomie*. Vysoká škola ekonomická: Praha, 2001. Číslo 6.
- ŠÍMA, J., LIPKA, D. *Bubliny na akciových trzích jako důsledek aktivní monetární politiky*. Praha: Liberální institut, 2002.
- ŠIRŮČEK, M. *Macroeconomic variables and stock market: US review*. International Journal of Computer and Science. 2012. sv. 03. č. September. ISSN: 2231-5268.
- ŠIRŮČEK, M. *(Ne)poučitelné centrální banky*. Fond shop 2013, sv. č. 1/2013, s. 20–21. ISSN: 1211-7277.

- TAJOVSKÝ, L. *Poučení z Velké krize*. [online]. Liberální institut 1989: 29.11.2008. [cit. 2012-06-25]. Dostupné z www: <<http://www.libinst.cz/clanky-a-komentare/1670-ladislav-tajovsky-poucení-z-velke-krize/>>.
- THORBECKE, W. *On stockmarket returns and monetary policy*. Journal of Finance, 1997, Issue 52, Volume 2, pp. 635–654. ISSN: 1540-6261.
- THORNTON, D. L., BATTEN, D. S. *Lag length selection and Granger causality*. Federal reserve bank of St. Louis, 1984. [online]. Working paper 1984-001A. [cit. 2012-06-04]. Dostupné z www: <<http://research.stlouisfed.org/wp/1984/1984-001.pdf>>.
- TOMŠÍK, V., VIKTOROVÁ, D. *Peníze a hospodářský růst v české republice – je mezi nimi vztah?* Praha: Vysoká škola ekonomická, 2005. [online]. [cit. 2011-11-02]. Dostupné z www: <<http://panda.hyperlink.cz/cestapdf/pdf05c4/tomsik.pdf>>.
- TREGLER, K. *Oceňování akciových trhů: metody měření správnosti ocenění*. 1. Vyd. Praha: C. H. Beck, 2005. 164 s. ISBN: 80-7179-439-2.
- TRICHET, J., C. *Asset price bubbles and monetary policy*. [online]. European Central bank, 2005. [cit. 2012-06-15]. Dostupné z www: <<http://www.ecb.int/press/key/date/2003/html/sp031203.en.html>>.
- TURSOY, T., GUNSEL, N., RJOUB, H. *Macroeconomic factors, the APT and the Istanbul Stock Market*. International Research Journal of Finance and Economics, 2008, Issue 22, pp.49–57. ISSN: 1450-2887.
- UNIEDA, S. *Speculative bubbles and tax policy*. IIPF Annual Congress, 2011. International Conference On Applied Economics. Hitotsubashi University.
- URBAIN, J. P. *Model selection criteria and Granger causality test*. University of Liège, Holland, 1989. Economics Letter, n. 29, pp. 317–320.
- U.S. Census Bureau. *Statistical abstract of the United States: 2012*. [online]. [cit. 2015-06-30]. Dostupné z www: <http://www.census.gov/compendia/statab/2012/tables/12s1210.pdf>.
- VERGOSEN, R. G. A. *The use and perceived importance of annual reports by investment analysts in the Netherlands*. European Accounting Review, 1993, Vol. 2, No. 2, pp. 219–244.
- VESELÁ, J. *Český kapitálový trh pohledem globální fundamentální analýzy*. Sborník příspěvků z mezinárodní vědecké konference „Evropské finanční systémy 2010“. Masarykova univerzita Brno, 2010. ISBN 978-80-210-5182-9.
- VESELÁ, J. *Investování na kapitálových trzích*. Praha: ASPI, a. s., 2007, 704 s. ISBN 978-80-7357-297-6.
- VESELÁ, J. *Investování na kapitálových trzích*. 2. rozšířené a aktualizované vydání. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2011. 792 s. ISBN: 978-80-7357-647-9.
- WILLIAMS J., C. *Monetary base and money supply* [online]. Shadow government statistics, 2011. [cit. 2011-09-26]. Dostupné z www: <<http://www.shadowstats.com/charts/monetary-base-money-supply>>.
- WOJTYLA, H. *Investment Strategy*. Rosenkrantz, Ehrenkrantz., Lyon and Ross, May 1980.
- WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. *2013 WFE Market Highlights* [online]. [cit. 2015-06-30]. WFE, 2014. Dostupné z www: <http://www.world-exchanges.org/files/2013_WFE_Market_Highlights.pdf>.
- WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. *2015 WFE Market Highlights* [online]. [cit. 2015-06-30]. WFE, 2015. Dostupné z www: <<http://www.world-exchanges.org/statistics/monthly-reports>>.
- YAHOO! FINANCE. *DJI historical prices*. [online]. Dow Jones Industrial Average Stock – Yahoo! Finance, 2015. [cit. 2015-06-26]. Dostupné z www: <<http://finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EDJI&a=00&b=1&c=1959&d=11&e=26&f=2011&g=m&z=66&y=594>>.

- YONG, L. *Empirical study on relationship between stock market an macro-economic variables in China*. Journal of Financial and Trading Economy, 2004.
- YUANYUAN, C. DONGHUI, F. *Information connotation of stock dividend policies ofcompanies listed in China: positivist study based on stock dividend policies stability*. Journal of systems engineering, 2004.
- ZAMRAZILOVÁ, E. *Finanční krize a měnová politika*. [online] 2010. [cit. 2010-12-30]. Dostupné z www: <<http://bankovnictvi.ihned.cz/c1-47096300-financni-krize-a-menova-politika>>.

Název: Kauzální vztah peněžní nabídky a amerického akciového trhu
Autor: Ing. Martin Širůček, Ph.D.
Vydala: Mendelova Univerzita v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno
Tisk: Vydavatelství Mendelovy univerzity v Brně, Zemědělská 1, 613 00 Brno
Vydání: první, 2015
Počet stran: 96
Náklad: 30 ks
ISBN 978-80-7509-304-2